

SNF-RAPPORT NR. 33/01

# **En markedsundersøkelse av kjøtt- og meieriprodukter i distribusjonskjeden for matvarer**

**av**

**Marianne Dahl**

SNF-prosjekt nr. 4300:  
«Marginalundersøkelser for matvarer»

Prosjektet er finansiert av Norges forskningsråd

STIFTELSEN FOR SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING  
BERGEN, AUGUST 2001

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale  
med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo.  
Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale  
og i strid med åndsverkloven er straffbart  
og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0154-5  
ISSN 0803-4036

# Innholdsfortegnelse

<b>Sammendrag.....</b>	<b>i</b>
------------------------	----------

<b>1. Innledning.....</b>	<b>1</b>
---------------------------	----------

1.1 ØKONOMISKE FORKLARINGER PÅ MARKEDSMAKT.....	3
---	---

<b>2. Distribusjonskjedens struktur .....</b>	<b>7</b>
---	----------

2.1 MEIERIPRODUKTENE OG MARKEDSSTRUKTUR .....	7
2.2 MARKEDSSTRUKTUR I KJØTTBRANSJEN .....	9
2.3 NOEN AVGRENSNINGER FOR PROBLEMSTILLINGEN .....	10
2.4 KONKURRANSEFORHOLD I MEIERI- OG KJØTTBRANSJEN.....	12
2.5 TINES PRISUTJEVNINGSSYSTEM .....	13
2.6 GROSSISTLEDDET: FRA SELVSTENDIGE AKTØRER TIL RENE VAREDISTRIBUTØRER.....	17
2.7 DETALJISTLEDDET: FRA DAGLIGVAREFORRETNINGER TIL DAGLIGVAREKJEDER. ....	18
2.8 PRISUTVIKLING.....	22
2.9 MARGINUNDERSØKELSER.....	24

<b>3. Den teoretiske modellen.....</b>	<b>26</b>
--	-----------

3.1 UTFORDRINGEN MED Å MÅLE PRISPÅSLAG .....	26
3.2 BRESNAHAN-MODELLEN.....	29
3.3 HVORDAN IDENTIFISERE MARKEDSMAKT ( $\lambda$ ) ?.....	31
3.4 HVORFOR ETTERSPØRSELSSKURVEN SKIFTER HELNING.....	36
3.5 OPPSUMMERING.....	38

<b>4. Den empiriske modellen .....</b>	<b>39</b>
--	-----------

4.1 DEN ØKONOMETRISKE MARKEDSMODELLEN .....	39
4.2 DYNAMISK MODELL.....	40
4.3 ØKONOMETRISK METODE .....	48
4.3.1 Identifikasjonsproblemet.....	48
4.3.2 Stokastiske forklaringsvariabler .....	49
4.3.3 System av ligninger ved samtidig korrelasjon i feilleddene .....	50
4.4 RESTRIKSJONER OG KLASSIFISERING AV VARIABLER .....	53
4.4.1 Hvordan bestemmer vi instrumentvariablene? .....	53
4.5 MULTIKOLLINEARITET.....	54

<b>5. Resultater.....</b>	<b>56</b>
---------------------------	-----------

5.1 BESKRIVELSE AV DATA OG VARIABLE DEFINISJONER.....	56
5.2 ØKONOMETRISK MODELL FOR MEIERIPRODUKT.....	58
5.3 ØKONOMETRISK MODELL FOR KJØTTPRODUKTER.....	61
5.4 KRITERIER FOR VALG AV MODELL .....	63
5.5 RESULTATER FOR ETTERSPØRSELSSIDEN TIL MEIERIPRODUKTENE.....	64
5.6 RESULTATER FRA TILBUDSSIDEN FOR MEIERIPRODUKTER .....	69
5.6.1 Tilbudssiden til Tine.....	69
5.6.2 Tilbudssiden til detaljistene .....	69
5.6.3 Oppsummering for meieriprodukter .....	70
5.7 RESULTATER FOR ETTERSPØRSELSSIDEN FOR KJØTTPRODUKTENE.....	71
5.8 RESULTATER FOR KJØTTPRODUKTER PÅ TILBUDSSIDEN.....	75

<b>6. Avsluttende diskusjon og konklusjon.....</b>	<b>76</b>
--	-----------

<b>Litteraturliste .....</b>	<b>81</b>
------------------------------	-----------

Appendix I - II.....	i - xiv
----------------------	---------

## Sammendrag

Bøndene har fått redusert betaling for råvarene i løpet av de siste årene. Lavere råvarepriser gjør at aktørene i det påfølgende distribusjonsleddet får lavere kostnader, noe som normalt skal bidra til lavere priser. Prisene på forbrukernivå har også falt, men ikke i samme grad som råvareprisene. Når forbrukerprisene ikke faller like mye som reduksjonen i råvareprisen skulle tilsi, er det åpenbart at kostnadsreduksjonen "forsvinner" et sted i den påfølgende distribusjonskjeden. Formålet med denne analysen er å undersøke om det er markedspekt i distribusjonskjeden for jordbruksvarer i Norge. Dersom aktørene har markedspekt, har de også evne til å oppnå et høyt prispåslag på sine varer.

Denne rapporten er en del av NFR prosjektet "Marginundersøkelser for matvarer" som er et samarbeidsprosjekt mellom Statens institutt for forbruksforskning (SIFO) og SNF. SIFO har hatt ansvar for all datainnsamling og utført flere deskriptive analyser av utviklingen i marginer for meieri- og kjøttprodukter, mens SNF sitt hovedansvar har vært modelleringen og den økonometriske analysen av markedspekt.

SIFOs undersøkelser har forsøkt å avdekke om aktørene i distribusjonskjeden har et unormalt høyt prispåslag ved å dokumentere endringer i priser over tid. Strand og Aas (2000, 2001) sammenligner marginer definert som observert forskjell mellom utsalgspris og innkjøpspris. Dersom marginen på en vare på et av distribusjonsleddene har økt, kan dette bety at bedriftene enten har fått økte kostnader som gjør pris(margin)økningen nødvendig, eller at bedriften har fått økt markedspekt og dermed er i stand til å sette prisene høyere, *uten* at det har skjedd noe med kostnadene. Imidlertid gir disse undersøkelsene bare et pekepinn om mulige utviklinger; vi kan ikke ha noen sikker formening uten å samtidig kjenne kostnadsutviklingen. Alternative statistiske analyser som tar høyde også for kostnadsutviklingen er dermed ønskelig. Problemet er at kostnadene ofte er bedriftsinterne. Bresnahan (1982) viser hvordan man empirisk kan avsløre om bedriftene har markedspekt, uten nøyaktig kjennskap til kostnadene; bare om faktorer som *bestemmer* marginalkostnaden. Vi

estimerer en markedsmodell bestående av en etterspørsels- og tilbudsside. Markedsmakt kan avdekkes ved å la en ”markup”-variabel inngå i tilbudsrelasjonen. Markedsmakt kan da estimeres direkte, og tolkes som prosentandel av markedspekt i monopol.

Vi analyserer problemstillingen på flere viktige produkter og for flere av leddene i distribusjonsskjedene deres. Produktene er konsummelk og hvitost fra meierisektoren, og kjøttdeig, koteletter og storfekjøtt fra kjøttsektoren. Markedet for meieriprodukter er dominert av Tine, slik at undersøkelsen vil gjelde produkter kun fra Tine. I markedet for kjøttprodukter står Norsk Kjøtt for omtrent halvparten av tilbudet, mens en rekke små tilbydere står for den andre halvparten. Undersøkelsen av kjøttproduktene vil derfor ikke gjelde en enkelt produsent, men markedet som helhet. Distribusjonsleddene som undersøkes er følgende foredlingsleddet og detaljistleddet.

Foredlingsindustrien er dermed svært konsentrert, noe som kan bety at aktørene utøver markedspekt. Prissettingen er imidlertid regulert av myndighetene og kan dermed redusere eventuell markedspekt. Kjedeframveksten har endret distribusjonsskjedens struktur, og kan ha påvirket konkurranseforholdene og dermed prisene. Stikkord er integrerte kjeder og grossister, innkjøpssamarbeid med økt makt ovenfor dagligvareleverandørene, og rasjonalisering av arbeidsoppgaver innad i den enkelte kjede. Alle endringene som følge av kjedeframveksten skal ha bidratt til lavere kostnader for detaljistene. Så fremt dagligvarehandelen er preget av konkurranse, vil disse kostnadsreduksjonene gi lavere priser.

Både foredlingsindustrien og dagligvaresektoren er preget av både horisontale og vertikale bindinger - eierskap. Foredlingsindustrien er ofte organisert som samvirker der bøndene er eiere. Samvirkene er såkalte nullforetak, noe som innebærer at overskuddet er det samme som betaling for råvarene. Dette kan vi ikke overse i undersøkelsen av Tine. Problemet er at det overskuddet vi leter etter er det samme som råvarekostnaden. Imidlertid driver Tine betydelig grad av kryssubsidiering, noe som innebærer at prisen på enkelte varer er høyere enn de gjennomsnittlige kostnadene, inkludert råvarekostnaden. Tine har derfor per

definisjon markedspekt, og analysen av Tine er derfor også en slags indikator på om modellen er i stand til å avdekke markedspekt.

Den økonometriske metoden som benyttes er såkalt "three stage least squares" (3SLS), der meieri- og kjøttproduktene estimeres i hvert sitt system der ulike varer inngår. Egne systemer estimeres for detaljist- og grossistnivå. Gjennom analysen avdekkes etterspørselssiden på begge distribusjonsnivå med egenpris-, krysspris- og inntektseffekter. Videre etableres statistiske mark-up mål. Både kortsiktige (statiske) og langsiktige (dynamiske) modeller ble estimert, der den dynamiske spesifiserte modellen viste seg å ha de beste egenskapene. De dynamiske modellene gir dessuten estimat både på kort og lang sikt. Typisk er det slik at de langsiktige estimatene er større enn de kortsiktige. For eksempel ser vi at etterspørselen er mer elastisk på lang sikt – konsumenter kan lettere tilpasse seg endrede rammebetingelser på lang sikt. Tilsvarende finner vi at markedspekttestimatene er høyest på lang sikt.

Resultatene for etterspørselssiden er stort sett rimelige. Meieriprodukter som melk og ost er typisk mindre elastiske produkter enn storfekjøtt. Inntektselastisitetene er lave, noe som antyder at de fleste av produktene har karakter av å være nødvendighetsprodukter. Etterspørselsstrukturen i Norge ser ut til å ha klare paralleller til det man finner for lignende produkter internasjonalt.

I all hovedsak tyder resultatene på at verken detaljistene eller foredlingsbedriftene har markedspekt. Markedspekttestimatene er tilnærmet lik null, og null kan ikke utelukkes fra konfidensintervallet i de aller fleste tilfellene. I seg selv tyder resultatene på at konkurransen og prisreguleringen ovenfor Tine er tilstrekkelig. Imidlertid har Tine per definisjon markedspekt for melk, noe modellen ikke har fanget opp. Dette gjør at vi kan stille spørsmål ved om resultatene også for de andre produktene er rimelige. Siden resultatene i hovedsak er ikke signifikante, er det nærliggende å vende oppmerksomheten mot datamaterialet. Ikke signifikante resultat er nemlig et gjennomgående problem for mange av våre estimat, både i

etterspørsels- og tilbudsrelasjonene. Den mest åpenbare forklaringen er høy korrelasjon og liten varians i datasettene (multikollinearitet). Høy korrelasjon mellom høyresidevariablene i regresjonene fører til liten uavhengig variasjon ved estimering. I tillegg kan datasettene rett og slett være ”for korte”, og slik gi enda mindre variasjon. For meieriproduktene varierer priser og kvanta hvert kvartal, mens kostnadstallene kun fornyer seg hvert år. For kjøttprodukter er det kun prisene som varierer hvert kvartal. Med serier som kun strekker seg over 17 og 14 år, blir antall observasjoner med årsvariasjon dermed ikke mer enn 17 og 14. Korrelasjon mellom høyresidevariabler pluss liten variasjon i enkelte variabler gir til sammen betydelig tap av validitet.

Videre diskutere vi hvorvidt Tine som monopolist har ”konkurransedyktige” kostnader. Monopolister har tradisjonelt liten motivasjon for kostnadseffektivisering. I analysen her brukes bedriftstall for kostnader, en parallell analyse basert på industrigjennomsnitt for lønnsutvikling etc. ville for eksempel kanskje gitt andre konklusjoner med hensyn til Tines eventuelle markedsrett. Noe som illustrerer dette er om vi sammenligner Tines lønnsutvikling med norsk industriarbeiderlønn. I perioden 1985 til 1999 steg Tines gjennomsnittslønn med 46%, i samme perioden steg industriarbeiderlønnen med mindre enn det halve; 20%.

I all hovedsak antyder allikevel resultatene at aktørene ikke har markedsrett. Både mer presise og lengre datasett kreves for å kunne si noe mer presist om graden av markedsrett innen kjøtt- og meieriproduksjon. Dette prosjektet har både hatt midler og ekspertise gjennom SIFO til å samle de beste data som er tilgjengelig innen denne sektoren i Norge. Prosjektet viser imidlertid at denne typen data ikke er tilgjengelig i tilstrekkelig grad for denne typen markedsrettsstudier i Norge.

## 1. Innledning

Bøndene har fått redusert betaling for råvarene i løpet av de siste årene. For eksempel viser en rapport av Gudrem og Løyland (2000) at prisene på en rekke landbruksråvarer i hovedtrekk har falt fra og med 1990.<sup>1</sup> Lavere råvarepriser gjør at aktørene i det påfølgende distribusjonsleddet får lavere kostnader, noe som normalt skulle bidra til lavere priser. Til tross for dette viser rapporten fra Gudrem og Løyland at prisene på forbrukernivå også har falt, men ikke i samme grad som råvareprisene. Når forbrukerprisene ikke faller like mye som reduksjonen i råvareprisen skulle tilsi, er det åpenbart at kostnadsreduksjonen ”forsvinner” et sted i den påfølgende distribusjonskjeden. Det finnes kun to forklaringer på dette: Den ene er at andre kostnader for aktørene i den påfølgende distribusjonskjeden har økt tilsvarende, eller mer enn reduksjonen i råvareprisen; noe som kan forsvare prisnivået i butikkene. Den andre er at foredlingsleddet eller påfølgende distribusjonsledd har markedsrett. Dersom en bedrift har markedsrett kan den sette prisen høyere enn de marginale kostnadene. Formålet med denne rapporten er å undersøke om det er markedsrett i distribusjonskjeden for jordbruksvarer i Norge. Ved å teste en hypotese om at aktørene har markedsrett, søker jeg å avdekke om utviklingen i forbrukerpris skyldes et positivt dekningsbidrag eller økte kostnader.

Distribusjonskjeden for matvarer har endret seg dramatisk de siste ti til femten årene, og motiverer til denne type undersøkelse, siden endringene kan ha bidratt til økt markedsrett for enkelte distribusjonsledd. Utviklingen er karakterisert ved at kjedeframveksten i dagligvarebransjen har ført til økt konsentrasjon og at vertikal integrasjon mellom distribusjonsleddene har gitt til dels lukkede distribusjonskanaler. I debatten om matvareprisene mener mange at dette har gitt kjedene for stor makt, som de utnytter ved å sette prisene høyt. Kjedenes svar er at prisene er høye fordi innkjøpsprisene fra matvareleverandørene er høye, deriblant fra landbrukssamvirkene som også står lagelig til hugg med sine dominerende posisjoner i markedet for landbruksprodukt.

---

<sup>1</sup> Disse råvarene er melk, storfekjøtt, svinerett, sau/lam, fjørfekjøtt/kylling og egg.



Landbrukssamvirkene på sin side skylder på kostnadene de også. Debatten blomstrer opp hver gang en rapport viser at prisene på det ene eller andre leddet har økt. Som regel slår den ene rapporten i hjel den andre, og vi er like kloke.

For å sjekke holdbarheten av påstandene til aktørene i distribusjonskjeden, kunne vi ha kort og godt sammenlignet prisen på hver enkelt vare med dens marginalkostnad.<sup>2</sup> Det kan vi ikke, fordi kostnadene som oftest er bedriftsinterne. I de tilfellene hvor det er mulig å få kjennskap til kostnader, er det likevel vanskelig å beregne en tilstrekkelig nøyaktig marginalkostnad. Jeg vil omgå dette problemet ved i stedet å finne et direkte mål på markedspekt. Bresnahan (1982) viser hvordan man empirisk kan avsløre hvorvidt bedriftene har markedspekt. Metoden krever ikke nøyaktig kjennskap til kostnadene; bare om faktorer som *bestemmer* marginalkostnaden.

I avsnitt 1.1 forklarer jeg nærmere begrepet markedspekt og gir en kort oversikt over markedsformer som gir markedspekt. Jeg vil belyse problemstillingen på enkelte produkter og enkelte av leddene i distribusjonskjedene deres. Disse avgrensningene gjør jeg rede for i kapittel 2, der jeg samtidig beskriver markedet for hvert enkelt produkt, pluss generelle endringer på hvert av leddene i distribusjonskjeden. Jeg gjennomgår modellen i kapittel 3, og presenterer de økonometriske spesifikasjonene av den, samt økonometrisk metode i kapittel 4. I kapittel 5 presenteres datamaterialet og resultater fra analysen, mens hovedpunktene fra resultatene oppsummeres i kapittel 6, der jeg samtidig trekker noen konklusjoner.

---

<sup>2</sup> Om bedriftene har renprofitt avhenger av om dekningsbidraget også dekker de faste kostnadene.

## **1.1 Økonomiske forklaringer på markedsmakt**

Om aktørene på tilbudssiden har markedsmakt avhenger av deres mulighet til å påvirke markedsprisen. Markedsetterspørselskurven er normalt fallende, slik at en prisøkning vil redusere etterspørselen. Poenget er at en enkelt aktør må stå ovenfor en fallende etterspørselskurve for sitt produkt for å kunne påvirke prisen. Dette oppnås ved å ha en tilstrekkelig stor del av det totale tilbudet i markedet. Frikonkurranse kjennetegnes av mange aktører som hver har så liten del av markedet at de ikke er i stand til å påvirke markedsprisen ved å endre tilbudet sitt. Aktørene er kort og godt prisfaste kvantumstilpassere. Motsetningen til frikonkurranse er monopol, som har markedsmakt i kraft av å stå ovenfor hele markedets etterspørsel alene. I et monopol, som i et hvert marked, vil den prisen som gjør at marginalinntekt ( $MR$ ) er lik marginalkostnad ( $MC$ ) være den prisen som gir den høyeste profitten som er mulig å oppnå i dette markedet (uten full prisdiskriminering). I følge økonomisk teori vil da prisen være høyere enn marginalkostnaden ( $P > MC$ ).

Vi vil sjelden observere rene monopol- og frikonkurransemarked. For å ha frikonkurranse må mange kriterier være oppfylt samtidig, slik som mange aktører der alle har små markedsandeler, homogene produkt, fri adgang og utgang av markedet og full informasjon, for å nevne noen. Mellomliggende former av monopol og frikonkurranse er såkalte oligopol, der aktørene er få med relativt store markedsandeler. En annen type marked er ved differensierte produkter, der bedriftene får monopolmakt over hvert sitt produkt, såkalt monopolistisk konkurranse, der graden av monopolmakt er vel så avhengig av hvor differensierte produktene er som av antallet aktører.

Hvordan oppstår monopol og oligopol? For det første kan etableringshindringer i et marked gjøre det vanskelig eller umulig for potensielle nye bedrifter å etablere seg. Naturlige hindre er høye faste kostnader, stordriftsfordeler som følge av fallende gjennomsnittskostnader, patent eller vanskelig tilgang på teknologi. Kunstige

etableringshindre kommer av etablerte bedrifters strategiske handlinger for å unngå nyetableringer.

Størrelsen på dekningsbidraget under disse konkurranseformene avhenger blant annet av etterspørselens prisfølsomhet (egenpriselasiteteten), som kan være ulik for ulike varer. Jo mer elastisk etterspørselen etter en vare er, jo mindre vil dekningsbidraget bli. I monopol er det kun etterspørselelasiteteten som bestemmer dekningsbidraget. Etterspørsel som retter seg mot hver enkelt aktør er gjerne mer følsom for prisendringer (mer elastisk) enn den totale etterspørselen i markedet. Hvor mye mer elastisk avhenger av konkurranseintensiteten. Jo sterkere konkurranse, jo lavere pris. Konkurranseintensiteten avhenger av antall aktører og hvordan markedsandelene er fordelt mellom dem. Dessuten vil den avhenge av hvordan bedriftene forholder seg til hverandre; om de er innstilte på konkurranse eller samarbeid, og om pris eller kvantum er den fremste konkurranseparameteren. Homogene produkter gir sterk konkurranse, mens differensierte produkter demper konkurransen. Årsaken er at konsumentene som etterspør et produkt fra en bestemt aktør, kan finne substitutter i produktene fra de andre aktørene i samme marked.

Vanligvis vil kostnadsreduksjoner friste bedriftene til å øke tilbudet (dersom ledig kapasitet i kvantumskonkurranse) eller redusere prisen (priskonkurranse) hvis dette fører til at de kan kapre store deler av, eller hele markedet. Aktører med markedsrett vil ikke sette ned prisen like mye som i frikonkurranse. Renprofitt vil vanligvis lokke nye bedrifter til et marked. Dersom nyetableringer likevel ikke finner sted, er årsaken ofte etableringshindringer.

Under oligopol og monopol oppstår et samfunnsøkonomisk tap. Markedsrett resulterer i at prisene blir høye og tilbudet av varer lavt. Det samfunnsøkonomiske tapet kommer av at den marginale betalingsvilligheten er høyere enn marginalkostnaden.<sup>3</sup> Gitt nivået på marginalkostnadene, er det rom for å øke tilbudet i oligopol og monopol. Frikonkurranseetilpasningen er optimal fordi den marginale betalingsvilligheten da er lik den

---

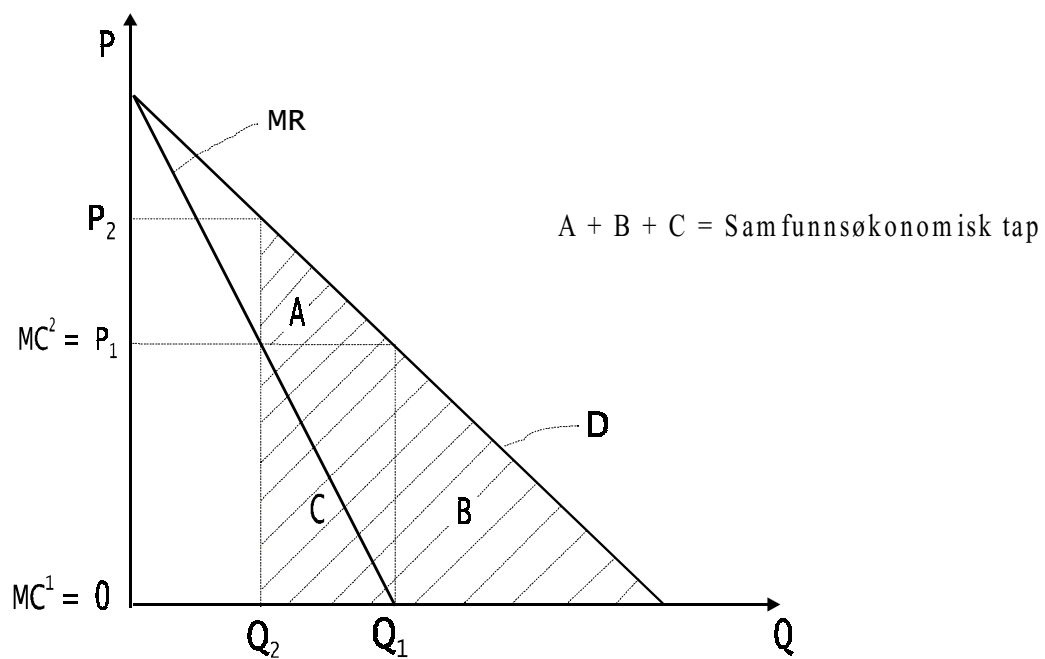
<sup>3</sup> Under et fullstendig prisdiskriminerende monopol, vil prisen for hver konsument være lik den marginale betalingsvilligheten, og det samfunnsøkonomiske tapet vil være lik null.

marginale kostnaden; konsumenter vil ikke etterspørre mer, og bedriftene vil ikke produsere mer til denne prisen.

Typisk er det slik at jo flere ledd det er i en distribusjonskjede der aktørene har markedsrett, jo høyere blir sluttprisen. Da er prisen ikke bare summen av kostnadene, men også av aktørenes profitt. En følge av markedsrett er som nevnt ikke bare at prisen øker, men også at kvantum blir lavere enn optimalt. Dersom to eller flere påfølgende ledd i distribusjonskjeden har markedsrett og setter prisene høyere enn kostnadene, vil sluttprisen bli enda høyere, og det endelig solgte kvantumet bli enda lavere enn dersom aktørene på kun ett ledd utøver markedsrett. Dette er kjent som problemet med ”dobbel marginalisering”. Figur 1.1 illustrerer poenget med to påfølgende monopol. Monopol 1 selger et produkt til monopol 2, der monopol 1 kan være produsent og monopol 2 forhandler. Markedets etterspørsel reflekteres på forhandlernivået gjennom forhandlerens etterspørsel ovenfor produsenten. Vi antar at marginalkostnadene for produsenten er lik null ( $MC^1=0$ ), og marginalkostnadene for forhandleren lik innkjøpspris ( $MC^2=P_1$ ).<sup>4</sup> Markedets etterspørsel ovenfor monopol 1 avledes via etterspørsel fra monopol 2. Produsenten finner optimal pris  $P_1$  ved å sette marginalinntekten ( $MR^1$ ) lik marginalkostnadene ( $MC^1$ ). Forhandleren finner sin optimale pris  $P_2$  ved å sette  $MR^2$  lik  $P_1$ . Resultatet i sluttmarkedet er at prisen er  $P_2$  og kvantum  $Q_2$ . Fra en samfunnsøkonomisk synsvinkel er markedsrett på flere ledd i distribusjonskjeden verre enn bare ett ledd med markedsrett. Det samfunnsøkonomiske tapet blir større med flere ledd med markedsrett, i figur 1.1 er tapet de skraverte områdene A og B. Dersom produsent- og forhandlerleddet er i en frikonkurransesituasjon, og kostnadene fremdeles er lik null, vil den samfunnsøkonomiske optimale løsningen bli der  $P = 0$  og alt kvantum blir solgt.

---

<sup>4</sup> Dersom forhandler og produsent begge er monopoler, har de i utgangspunktet lik forhandlingsstyrke om innkjøpsprisen for forhandleren. Her antar vi at forhandleren er nødt til å bruke denne produsenten, og har dermed ingen forhandlingsstyrke angående pris.



**Figur 1.1. Dobbel marginalisering som følge av to påfølgende monopol.**

Dobbel marginalisering er også et problem ved to eller flere påfølgende oligopol, men prisen i sluttmarkedet og det samfunnsøkonomiske tapet blir ikke like høyt som under monopol.

## 2. Distribusjonskjedens struktur

For å undersøke hypotesen om markedsrett vil jeg se på enkelte meieri- og kjøttprodukter. Jeg presenterer produktene i avsnitt 2.1 og 2.2, der jeg samtidig beskriver markedene deres. Videre gjør jeg rede for produktenes distribusjonskjeder i avsnitt 2.3, og presiserer hvilke ledd jeg vil analysere empirisk. En kort sammenligning av meieri- og kjøttbransjen følger i avsnitt 2.4. Avsnitt 2.5 tar for seg Tine spesielt. Grossist- og detaljistleddet får en generell beskrivelse i avsnitt 2.6 og 2.7. I avsnitt 2.8 og 2.9 viser jeg utvikling i priser og marginer.

Produktene i denne rapporten er fra meierisamvirket og fra en rekke private kjøttbedrifter og Norsk Kjøttssamvirke. Tabell 2.1 gir oversikt over produktene:

**Tabell 2.1. Oversikt over produsenter og produkter i analysen.**

Produsenter	Produkter
Tine Norske Meierier	1 liter H-melk, Lettmelk og Skummet melk, og 1 kg Norvegia F45
Norsk Kjøtt og private kjøttbedrifter	koteletter, kjøttdeig og en gruppe av storfekjøtt bestående av flatbiff, bankekjøtt og høyrygg

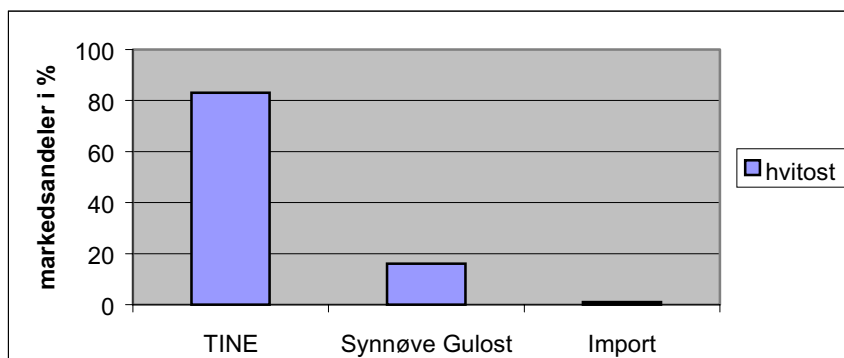
### 2.1 Meieriproduktene og markedsstruktur

Meieriproduktene er helmelk, lettmelk, skummet melk (1 liter) og Norvegia F45 (1 kg). Disse produseres av Tine Norske Meierier, som er en del av Meierisamvirket. Melkebøndene eier og styrer selv Tine gjennom sitt medlemskap i Meierisamvirket. Meierisamvirket består av Norske Melkeprodusenters Landsforbund (NML), Tine Norske Meierier og meieriselskapene. NML er en interesseorganisasjon for landets melkeprodusenter, mens Tine er salgs- og markedsreguleringsorganisasjonen. Meieriselskapene er de produserende enhetene innenfor samvirket. Ti meierier er i dag tilknyttet Tine, og alle selger produktene sine under merkenavnet Tine (Tines hjemmeside på internett: <http://www.tine.no>).

Tine dominerer markedet for melk og ost. I 1999 hadde Tine 99% av markedet for melk og 83% av det norske hvitostmarkedet, der salg av Norvegia utgjorde 75%. Samtidig var

import av ost 1%, mens Synnøve Gulost fra Synnøve Finden hadde 16% av dette markedet (figur 2.1).

Aktuelle konkurrenter til Norvegia er oster som ligner i smak og konsistens. Det er mulig at det finnes slike blant importerte oster, men den lave importen utgjør neppe noe konkurranseelement. Dermed kan man si at Tine selv produserer alternative oster til Norvegia, for eksempel Jarlsberg, i den grad man kan si at oster med ulik smak, konsistens og priser er konkurrenter til hverandre. Synnøve Gulost derimot, fra Synnøve Finden, er svært lik Norvegia. Synnøve Finden etablerte seg i 1996, og har siden opparbeidet en markedsandel på 16% av det innenlandske ostemarkedet (Strand og Aas, 2000). Markedsandelene er vunnet i et marked som opprinnelig ble dominert av Tine, og utgjør derfor et betydelig konkurranseelement for Tine. Coop lanserte i løpet av 90-tallet salg av ”Husets ost”, som kun produseres for og selges i Coop sine kjeder. Det spesielle er at osten produseres på lisens av Tine for Coop (tidligere NKL), og i motsetning til Synnøve Gulost, er et såkalt privat merke<sup>5</sup>, siden den bare selges i butikker tilhørende Coop-kjeden. Denne er nå trukket ut av markedet.

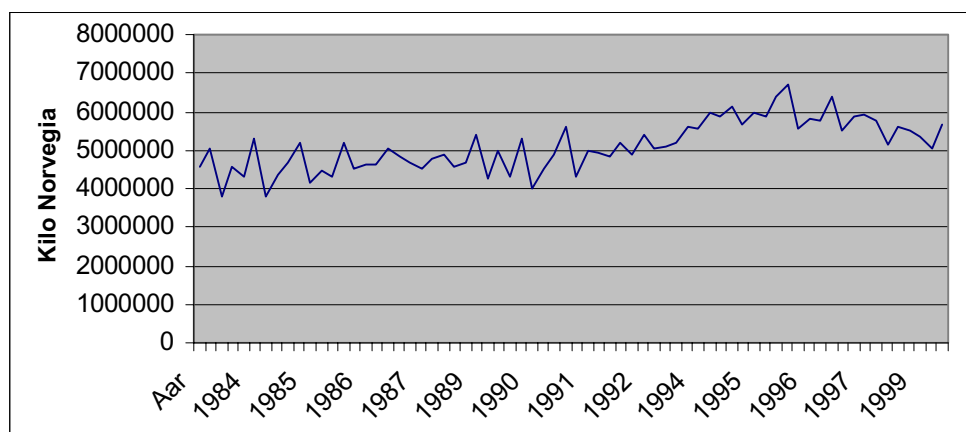


**Figur 2.1. Markedsandeler i ostemarkedet i 1999.** Kilde: Strand og Aas (2000).

Det er påfallende at konsumet av Norvegia har vært i vekst fram til omtrent 1996-97, for så å avta igjen (Figur 2.2). Det kan altså se ut som at økningen i salget av Synnøve Gulost har gått på bekostning av salg av Norvegia.

<sup>5</sup> Private merker selges kun via én bestemt forhandler eller kjede. Se for eksempel Gabrielsen, Sørgard og Steen (2001).

Tine har markedsandeler på 99% for melk (Tines årsmelding 1999). Den resterende prosenten av markedet kommer fra lokalt salg fra Jæren Gardsmeieri og Gausdalsmeieriet, begge etablert 1998. Disse er videreføringer av Nordås Gårdsmeieriene som ble startet i 1995, men lagt ned 1998. Forskjellen fra Synnøve Finden er at disse produserer konsummelk av melk levert fra egne melkebønder, ikke fra Tine. Disse har tatt betydelige markedsandeler lokalt, men Tine er i realiteten en monopolist på landsbasis.



**Figur 2.2. Innenlandsk salg av Norvegia.** Kilde: egne tall i denne rapporten.

## 2.2 Markedsstruktur i kjøttbransjen

Jeg vil i denne rapporten se på produktene koteletter, kjøttdeig og storfekjøtt. Disse er fra en rekke ulike kjøttprodusenter, med Norsk Kjøtt som største aktør. Fordelingen av markedsandeler mellom produsentene går ikke fram av datamaterialet i denne rapporten (se kap.5.1) Undersøkelsen av markedsrett vil derfor bli for det totale markedet for disse produktene. Markedet for kjøttproduktene er i høyeste grad mer fragmentert enn i meierisektoren, med mange flere produsenter, både landsdekkende og lokale.<sup>6</sup> Imidlertid dominerer Norsk Kjøtt dette bildet, med 42% av forbrukermarkedet. I likhet med Meierisamvirket eies og styres Norsk Kjøtt av sine kjøttprodusenter.<sup>7</sup> Norsk Kjøtt sine produkter er kjent under merkenavnet Gilde.

<sup>6</sup> Feks Fure, Stabburet, Finnsbraathen, Sentra, Ultra, Grilstad, Nordfjord, Norsk Kjøttindustri, Møre Kjøtt.

<sup>7</sup>(Kjøttssamvirkets hjemmesider: [www.gilde.no](http://www.gilde.no))



I hovedsak er distribusjonsleddene for kjøttprodukter råvareproduksjon, slakting, stykking, produktproduksjon før videre distribusjon til grossist- og detaljistleddet. Det er altså også flere distribusjonsledd i produksjonskjeden for kjøttprodukter enn for meieriprodukter. Norsk Kjøtt utfører alt fra råvareproduksjon til grossistfunksjonen for sine produkter. Men samtidig selger Norsk Kjøtt en stor del sitt førstehåndsmottak i form av slakt eller stykket slakt videre til private kjøttbedrifter. Dette kan Norsk Kjøtt gjøre fordi det har 76% av førstehåndsmottaket, 50% av slakting, og som sagt 42% av forbrukermarkedet. Andre kjøttbedrifter har kun deler av disse produksjonsleddene i egen bedrift, hvor noen av dem har egen grossist. Hvor mange ledd en bedrift består av varierer; en bedrift kan for eksempel bestå av bare ett ledd (Strand og Aas, 2001).

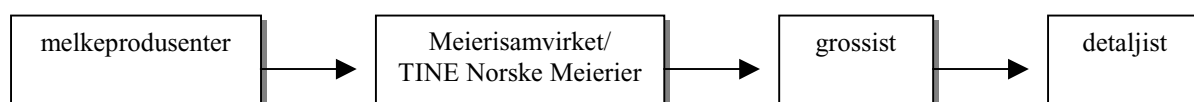
### **2.3 Noen avgrensninger for problemstillingen**

Distribusjonskjeden for disse produktene er i hovedsak råvareleverandører, foredlingsindustri, distribusjonsledd og dagligvareforretninger. Både Tine, Norsk Kjøtt og en rekke private kjøttbedrifter distribuerer mange av varene sine selv. Det vil si at både Tine og enkelte private kjøttbedrifter er integrert med sine råvareleverandører, og har en integrert grossistfunksjon for noen varer. For meieriproduktene gjelder dette melk, men ikke Norvegia. Tine distribuerer flytende produkter (melk, fløte, etc.) selv, men faste produkter (ost, smør, etc.) via grossistleddet (Figur 2.3).

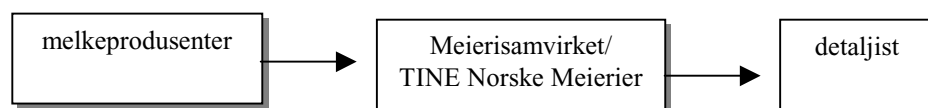
Jeg skal imidlertid ikke undersøke hypotesen om markedspekt på alle disse leddene. Analysen tar for seg produsent- og detaljistleddet for Norvegia. Både råvareprodusent- og grossistleddet er utelatt. Siden Tine har integrert grossistfunksjon for melk, vil analysen se foredlings- og grossistleddet under ett. Grunnen til å utelate grossistleddet er at marginen til grossistene på Norvegia til en viss grad er fastlagt gjennom Tines prislister (men grossistene står trolig fritt til å sette prisene lavere om de ønsker). Dette skyldes at Tines prislister gir oversikt over priser fra Tine til grossist, og fra grossist til detaljist, selv om Tine egentlig ikke har herredømme over varer som andre grossister distribuerer. Det betyr at grossisten er svært

bundet av prislistene, siden innsyn i prislistene er åpent for alle. Dessuten har endringene i distribusjonsskjeden trolig også redusert grossistenes tradisjonelle makt over varene. Dette kommer jeg tilbake til i avsnitt 2.6.

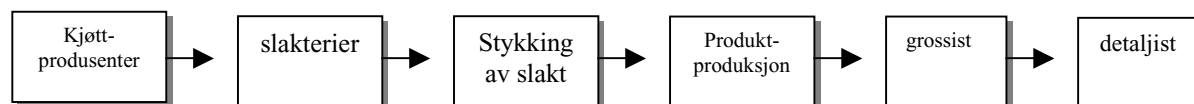
### **Norvegia:**



### **Melk:**



### **Kjøtt:**



**Figur 2.3. Distribusjonsskjedene for melk, Norge og kjøttprodukter.**

For kjøttproduktene ser jeg på marginen mellom innkjøpspris på slakt fra slakteri og videresalgspisen fra grossister til detaljistleddet. Det vil si at jeg inkluderer både stykking, produksjons- og grossistledd i en analyse. Siden data gjelder alle bedriftene i markedet for kjøttproduktene, går det ikke fram om marginen omfatter integrerte enheter. I Norsk Kjøtt er disse funksjonene integrerte, men prisene kan også være hentet fra selvstendige enheter. Det neste jeg ser på er marginen mellom innkjøpspris fra grossist og utsalgspris på detaljistleddet; altså marginen på detaljistleddet.

Datamaterialet gir også noen avgrensninger: Dagligvarehandelen omfatter både dagligvareforretninger, kiosker, bensinstasjoner og spesialforretninger for fisk, kjøtt og lignende. Analysen omfatter bare distribusjonsskjeder som har dagligvareforretninger som siste ledd. Det vil si at også salg av råvarer til andre videreforedlingsbedrifter, salg fra produsentene til storhusholdninger som sykehus og kantiner, pluss eksport er utelatt fra analysen.

## **2.4 Konkurransforhold i meieri- og kjøttbransjen**

Meierisamvirkets høye markedsandeler opprettholdes i stor grad av det høye førstehåndsmottaket av innsatsmelk (99%), lite importkonkurranse og få private meieri. Kjøttssamvirket har ikke tilsvarende høyt førstehåndsmottak, og siden det selger en stor del av slakt og stykket slakt videre til konkurrentene har det en mindre dominant posisjon.

Fra politisk hold har det vært uttrykt ønske om å tilrettelegge for konkurranse i meierisektoren. Som et ledd i å fjerne konkurransevidende faktorer, ble Tines strenge medlemsvedtekter sterkt myket opp i 1997 (Jordbruksoppgjøret, 1996). Dette åpnet muligheten for at bøndene nå i større grad kan melde seg ut av Meierisamvirket og bli leverandører til private meieri. Til tross for dette blir fremdeles 99% av all melk produsert i Norge solgt til Tine, og Synnøve Finden som er et privat meieri, baserer derfor sin produksjon på melk som er kjøpt fra Tine.

Det sier seg nesten selv at samvirkene ikke hadde blitt tillatt å ha så høye markedsandeler dersom de ikke var omfattet av offentlige reguleringer. Både i meieri- og kjøttssamvirket er prisene regulerte gjennom jordbruksoppgjøret som foregår hvert år i juni. Partene er Bonde- og småbrukarlaget og Norges Bondelag som representerer bøndene på den ene siden, og staten på den andre. Et av formålene er å hindre at samvirkene utnytter de sterke markedsposisjonene sine til å sette for høye priser, og å samtidig bli enige om øvrige rammebetingelser for landbruket. Partene fastsetter maksimalpriser på produktene, som gjelder for et år om gangen.<sup>8</sup> Private aktører trenger ikke å forholde seg til målprisene. Synnøve Finden og private kjøttbedrifter kan dermed sette prisen slik de vil.

---

<sup>8</sup>For meieriprodukter gjaldt maksimalprisene inntil 1.juli 1997 på forbrukernivå, og etter 1.juli 1997 for engrosnivå. Før 1.juli 1995 var maksimalprisene å oppfatte som prisgrenser som ikke kunne overstiges. Etter 1.juli 1995 ble maksimalprisene erstattet av målpriser, som tillater at produktprisene svinger over kortere perioder (NILF-rapport, 2000). Prisnoteringen over faktiske priser skal ikke overstige målpris som gjennomsnitt for året, og ikke mer enn 10 % to uker på rad (8% på melkesektoren og 12 % for grøntsektoren). Målprisene knyttes til representantvarer. I kjøttbransjen er målpriser satt på stykket slakt på engrosnivå (Jordbruksoppgjøret 1999).

## **2.5 Tines prisutjevningssystem**

Som i enhver bedrift går overskuddet til eierne, som i Tine og Norsk Kjøtt er kjøtt- og melkeleverandørene. Overskuddet er betaling for kjøtt og melk som bøndene leverer. Tine og Norsk Kjøtt er såkalte nullforetak, der overskuddet samtidig er en råvarekostnad. Det vil derfor aldri bli generert rene overskudd i samvirkebedrifter. Når overskuddet øker, som er det vi er interessert i å finne, så øker også råvareprisen. Hvordan kan vi anvende en hypotese om eventuell markedsrett på aktører som aldri vil generere overskudd? Det kan synes som om Tine og Norsk Kjøtt, som nullforetak, ikke er egnet til denne type markedsrettundersøkelse. I analysen inngår Norsk Kjøtt som en av mange bedrifter i markedet, slik at problemstillingen er mest aktuell for Tine.

Markedsrettundersøkelsen går ut på å finne ut om det er forskjell mellom pris og de marginale kostnadene. Siden råvarekostnaden per definisjon er det samme som overskuddet i Tine, er det vel ikke mulig å finne en pris-kostnadsmargin? Svaret er at det er mulig, men forklaringen krever innsyn i Tines prisutjevningssystem:

Råvarekostnaden for hvert produkt i denne rapporten er antall liter innsatsmelk multiplisert med prisen per liter innsatsmelk (råvareprisen).<sup>9</sup> Råvareprisen fremkommer gjennom et omfattende utjevningssystem, kjent som det tidligere Riksoppgjøret, nå Markedsordningen for melk. I Markedsordningen for melk samles alle inntekter fra salg av meieriprodukter pluss statlige tilskudd. Deretter trekker man fra kostnadene i hver enkelt produksjonseenhet (meieri), fra virksomheten i Tine<sup>10</sup> og NML, og står igjen med et overskudd. Råvareprisen holdes utenfor dette oppgjøret, men fremkommer som et gjennomsnitt av overskuddet dividert med antall liter innlevert melk fra melkeleverandørene.

---

<sup>9</sup> Se også Appendix I om Tines råvarekostnad.

<sup>10</sup> Som salgs- og markedsreguleringsorganisasjon har Tine kostnader knyttet til salg, markedsføring, logistikk og forskning og utvikling. Under det tidligere Riksoppgjøret hadde Tine også kostnader med å drive markedsregulering. Ved omleggingen av Riksoppgjøret til Markedsordningen ble administreringen av den flyttet til Omsetningsrådet.

Poenget med utjevningssystemet er ”å jevne ut lønnsomhet ved forskjellige melkeanvendelser, slik at meierienes utbetalingspris blir mest mulig uavhengig av melkeanvendelsen” (Ot.prp. nr.5, 1996 – 1997). Dette oppnås ved at både inntekter og kostnader utjevnes. Problemet med meierivarer i forhold til kjøttvarer, er at anvendelsen av innsatsmelk gir ulik lønnsomhet. Ettersom meieriene ikke produserer nøyaktig det samme<sup>11</sup> og heller ikke har lik omsetning, ville råvareprisen blitt ulik fra meieri til meieri dersom det ikke hadde eksistert noe utjevningssystem.

Etterspørselen etter ulike produkter har ulik prisfølsomhet; enkelte varer kan ha prisøkninger uten at etterspørselen reduseres for mye (inelastisk etterspørsel), mens etterspørselen etter andre varer avtar mye ved en prisøkning (elastisk etterspørsel). Dette utnytter Tine ved å sette prisen på konsummelk høyere enn de marginale kostnadene, på grunn av at etterspørselen er lite følsom for prisendringer, men ikke fullt så høye priser på produkter som har prisfølsom etterspørsel. Denne prissettingen skjer i samråd mellom partene i jordbruksoppgjøret. Faktisk kan Tine tillate seg å sette prisen på enkelte produkter lavere enn marginalkostnaden, uten å gå med tap, nettopp fordi de kan sette prisen høyere enn marginalkostnaden for blant annet melk. Utjevningen i Markedsordningen består i at produkter med høy lønnsomhet er ilagt en ”utjevningsavgift”, og varer med lavere lønnsomhet mottar en ”utjevningssubsidie”, slik at overskuddet på noen varer finansierer underskudd på andre varer. I det tidligere Riksoppgjøret var utjevningsavgiftene- og subsidiene interne. Som et ledd i å tilrettelegge for konkurranse i meierisektoren, ble den interne utjevningen erstattet av eksplisitte utjevningsavgifter- og tilskudd da ”Markedsordningen for melk” erstattet Riksoppgjøret. Melk og ost er blant de lønnsomme produktene, mens for eksempel smør er et underskuddsprodukt (Gaasland m fl, 1996). I økonomisk terminologi går denne prisadferden under betegnelsen *kryssubsidiering*.

---

<sup>11</sup> Utviklingen har gått mot mer spesialisering ved hvert meieri, der noen få produserer ost for hele landet.

For at krysssubsidieringen skal generere overskudd må prisene på de lønnsomme produktene ikke bare dekke de negative marginene på andre produkt, men også være så høye at også råvareprisen dekkes. Dersom vi lar melk og smør representere overskudds- og underskuddsprodukter, så må følgende ”betingelse” holde for at krysssubsidieringen skal generere overskudd før råvareprisen er beregnet:

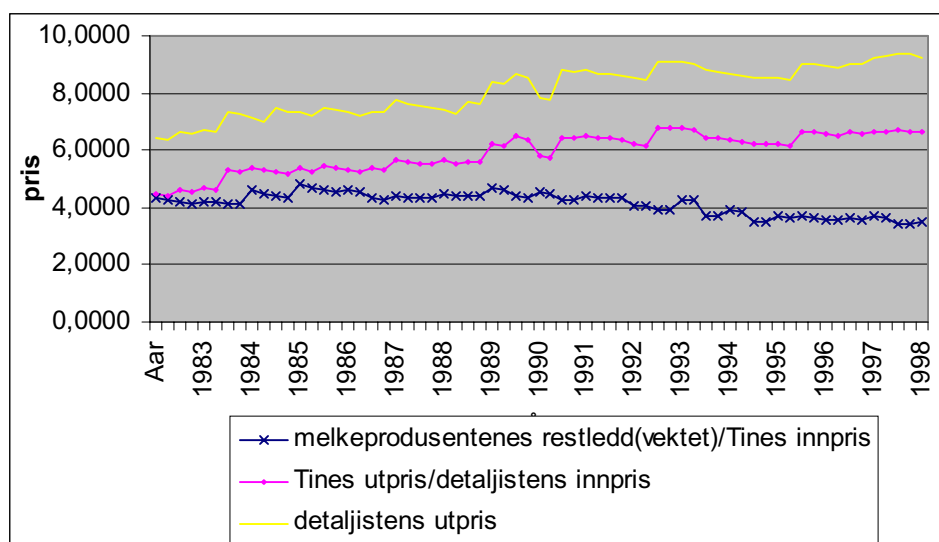
$$(2.1) \quad (P_{Melk} - MC_{Melk}(\text{ekskl. råvarekostnad})) - (P_{smør} - MC_{smør}(\text{ekskl. råvarekostnad})) > 0$$

Fordi prisene på melk og ost vil være høyere enn både råvareprisen og de øvrige marginale kostnadene, bør den empiriske analysen avdekke disse marginene for melk og Norvegia. Om analysen avdekker markedsrett, tilfører det ikke noe nytt, ettersom Tines krysssubsidiering er tillatt. Men analysen kan være en indikator på om modellen er i stand til å avdekke markedsrett der vi med sikkerhet vet at markedsrett finnes.

Tine utnytter altså markedsrett til å få et overskudd i markedet, vel og merke før bøndene har fått noen betaling. Men når råvareprisen er beregnet og utbetalt, sitter Tine igjen med null i overskudd:

$$(2.2) \quad (P_{Melk} - MC_{Melk}(\text{inkl. råvarekostnad})) - (P_{smør} - MC_{smør}(\text{inkl. råvarekostnad})) = 0$$

Figur 2.4 gjenspeiler noe av bøndenes problem med fallende råvarepriser. Utviklingen i råvareprisen for melk illustrerer noe av problemet med å være avhengig av den samlede inntjeningen. Råvareprisen har falt, mens prisen på melk har økt. At prisen på melk fra Tine er høy er ikke rart sett i forhold til at melk er selve lokomotivet på inntektssiden i utjevningsordningen. Råvareprisen avhenger av den samlede inntjeningen av alle produktene, slik at en nedgang i lønnsomhet for ett produkt kan oppveies av økt lønnsomhet for et annet.



**Figur 2.4. Melkeprodusentenes, Tines og detaljistenes pris på melk** (Realpriser, konsumprisindeksen brukt som deflator). Kilde: Prislister fra Tine og Statisk Sentralbyrå.

Når råvareprisen faktisk har falt, kan dette ha flere årsaker: Inntjeningen på andre varer enn melk kan være lav, enten på grunn av prisfall eller sviktende salg. Men det største problemet er trolig nedgangen i melkekonsumet og flytende produkter generelt (Tines årsmelding 1999). Det får konsekvenser for råvareprisen dersom salget av et eller flere av de mest lønnsomme produktene avtar, og bøndene fremdeles leverer like mye melk.<sup>12</sup>

En annen mulig forklaring er at kostnadene har økt. Meierisektoren har vært gjennom rasjonaliseringer, hvor meierier har blitt slått sammen eller lagt ned. I 1994 var det 18 meieriselskap i Norge, mot bare 10 i 1999.<sup>13</sup> Sammen med færre ansatte i meierisektoren, tyder dette på at meieriproduksjonen har blitt mer kapitalintensiv. Samtidig har reallønnen steget. Effekten på de totale kostnadene er dermed ikke helt klar.

Samvirkene er tillagt markedsreguleringsansvar, der en av oppgavene er å holde tilbudet av varer stabilt gjennom året. Til det har samvirkene en rekke markedsreguleringstiltak for å avlaste markedet når tilbudet er høyere eller lavere enn etterspørselen. I overskuddsperioder er lagring et av tiltakene, enten i form av frysing eller produksjon av langtidsholdbare varer. Når kapasiteten for lagring overskrides kan eksport

<sup>12</sup> Tine har mottakspått av melk. Bøndene får full pris på melk innenfor sin kvote, og må betale en avgift per liter melk som overskrider kvoten.

<sup>13</sup> Tines hjemmeside på internett: [www.tine.no](http://www.tine.no)

benyttes for å avlaste det innenlandske markedet.<sup>14</sup> I de siste årene har imidlertid råvareproduksjonen av melk vært høyere enn etterspørselen, selv i det som normalt er underskuddsperioder. Derfor har Tine kvittet seg med overskuddet på verdensmarkedet til priser som ligger under produksjonskostnadene, med et betydelig samfunnsøkonomisk tap som følge (Gaasland m fl, 1996).

## **2.6 Grossistledet: fra selvstendige aktører til rene varedistributører**

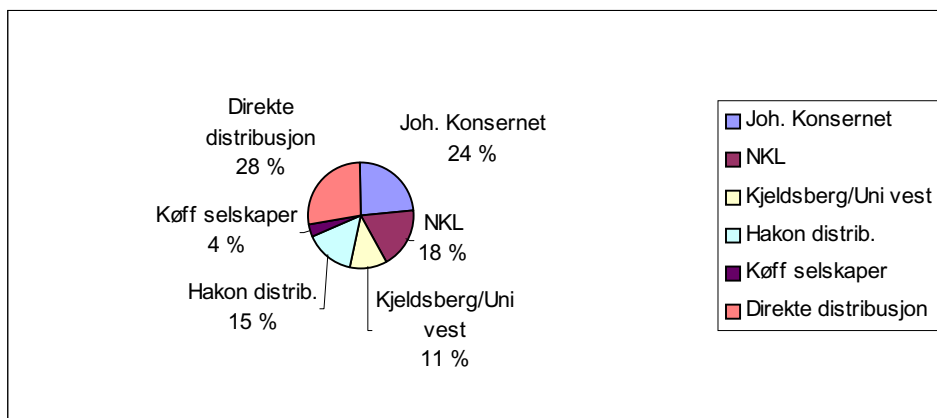
Av de produktene vi ser på i denne rapporten, er det bare Norvegia som blir distribuert via grossister som ikke er tilknyttet vareleverandørenes egne distribusjonsnett, ved såkalt direkte distribusjon. Som nevnt i kapittel 2.3 fører Tine prislister for priser fra grossist til detaljist, slik at grossistens øvre prisgrense da er gitt. Konsummelk distribueres direkte av Tine. Når det gjelder kjøttproduktene, har Norsk Kjøtt direkte distribusjon, men siden vi ser på marginen mellom pris på slakt og pris på ferdig vare inn til detaljist, er grossistfunksjonen noe som varierer fra bedrift til bedrift. Grossistledet er dermed verdt å ofre litt oppmerksomhet, selv om det ikke blir del av den empiriske analysen.

I løpet av de siste 10 – 15 årene har grossister og detaljister blitt vertikalt integrerte eller inngått eksklusivavtaler. At grossister og kjede er vertikalt integrerte, innebærer eierskap. En eksklusivavtale innebærer at en kjede og grossist har en avtale som delvis eller fullstendig utelukker handel med andre kjeder eller grossister. Kort oppsummert er det i dag fire grossister og fire kjeder, og der hver enkelt av kjedene i hovedsak har knyttet til seg en enkelt grossist, enten ved eksklusivavtale eller integrasjon. Følgen er at konsentrasjonen i grossistmarkedet har økt. Konsentrasjonen i grossistmarkedet i 1997 vises i figur 2.5. ”Direkte distribusjon” viser til distribusjon til detaljistene av produsentene selv.

---

<sup>14</sup> Meningen er at inntektene til jordbruket best opprettholdes med et begrenset tilbud, trolig ettersom etterspørselen etter matvarer er lite prisfølsom, slik at redusert pris ved økt tilbud medfører større inntektstap enn inntektsøkning.





**Figur 2.5. Grossistenes markedsandeler.** Kilde: Econ, 1997.

Der grossistene er integrerte, er de ofte underlagt kjedeorganisasjonens beslutninger, blant annet om innkjøp og priser. Grossistene er dermed redusert til rene varedistributører, uten makt til å sette pris på varene. Tidligere, før kjedene tok til å bli vanlige i dagligvarehandelen, var grossistene selvstendige aktører som selv satte pris på varene og konkurrerte om å gi de beste tilbudene til produsenter og detaljister. Det er sannsynlig at de integrerte enhetene har benyttet muligheten til å fjerne eventuell dobbel marginalisering, som kanskje var til stede før integrasjonen. Kjeder som tilbyr eksklusivavtaler, oppnår at grossistene konkurrerer seg i mellom om lavest pris, slik at effekten av eksklusivavtaler er tilnærmet den samme som ved bortfall av dobbel marginalisering i integrerte enheter (Gabrielsen og Sørgard, 1999).

## **2.7 Detaljistledet: Fra dagligvareforretninger til dagligvarekjeder.**

Tidligere bestod dagligvarehandelen av mange uavhengige forretninger, de var mange og lett tilgjengelige for folk flest. Nå er det dagligvarekjedene som dominerer arenaen, med den følge at konsentrasjonen i dagligvarehandelen har økt kraftig. Det vil si at antallet selvstendige aktører i markedet har falt, siden kjedene må regnes som enkeltaktører. Utviklingen i markedsandeler for kjedene vises i tabell 2.2.

**Tabell 2.2. Utvikling av paraplykjedenes markedsandeler på detaljistleddet.**

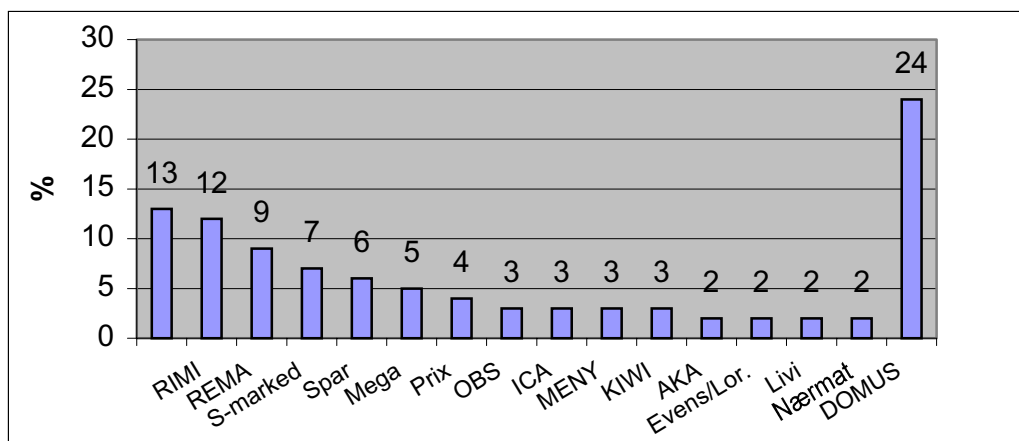
<b>År</b>	<b>Hakon Gruppen</b>	<b>Reitan- gruppen</b>	<b>Forbruker samvirket</b>	<b>Norges Gruppen</b>	<b>Øvrige</b>
<b>1990</b>	10,2	5,7	22,8	7,1	54,2
<b>1992</b>	16,8	11,0	23,0	16,5	32,7
<b>1994</b>	24,0	11,3	24,4	37,1	3,2
<b>1995</b>	27,7	11,8	24,9	32,7	2,9
<b>1996</b>	28,6	11,8	25,2	32,1	2,3
<b>1997</b>	28,3	12,5	25,2	32,6	1,4
<b>1998</b>	28,0	13,2	24,9	32,7	1,0
<b>1999</b>	27,7	13,7	25,2	33,2	0,2

Markedsandelene er basert på omsetningen året før i de butikkene som var i drift i oktober i det oppgitte år.  
Kilde: *Skrifter fra konkurransetilsynet 1/2000.*

Vi skiller mellom paraplykjede og detaljist- eller markedsføringskjede, hvor sistnevnte er kjedene vi gjør innkjøp i, og paraplykjedene er de sentrale organisasjonene for markedsføringskjedene. Paraplyorganisasjonene samordner blant annet innkjøp, distribusjon og reklame for sine medlemmer. Forretninger med kjedetilhørighet tilpasser seg priser, vareutvalg med mer, som er bestemt av den sentrale kjedeorganisasjonen. Paraplykjedene er i dag NKL, Reitangruppen, Hakon- og Norgesgruppen.

Fra 1990 har kjedene økt sine markedsandeler på bekostning av øvrige, selvstendige forretninger. Dette innebar ikke at disse selvstendige forretningene ble skjøvet ut av markedet, men at *også de* gikk inn en kjede, selv om tendensen også er færre forretninger (og større areal per butikk) (ACNielsen).

Konsentrasjonen er lavere blant markedsføringskjedene enn blant paraplykjedene. Figur 2.6 viser fragmenteringen i detaljistmarkedet. Det er først og fremst Norgesgruppen med alle sine små kjeder som bidrar til at konsentrasjonen i dagligvarehandelen ikke blir fullt så høy.



**Figur 2.6. Fordelingen av markedsandeler mellom markedsføringskjedene i 1997.**

I Norge oppstod kjedene først i lavpriskjeder. Nærmere bestemt var dette Rimi og Rema 1000 på slutten av 70-tallet. De fikk riktignok ikke gjennomslag før ca. midten av 80-tallet, men da det skjedde var det til gjengjeld for fullt. Lavpriskjedene differensierte seg selv fra de øvrige forretningene med lave priser, men samtidig lavere vareutvalg. Retorikken var at lavere vareutvalg gjorde driften billigere, og kunne komme kundene til gode gjennom lave priser. Men man ble snart klar over at kjedesamarbeid innebar kostnadsbesparelser i form av stordriftsfordelene ved felles distribusjonssystem, logistikk, innkjøp og teknologiutnyttelse. Og dette var ikke knyttet til noen spesiell lavprisprofil. I dag ser vi et variert bilde av kjedekonsepter med ulik profil og vareutvalg. Likevel er det lavpriskonseptet som dominerer markedet. For eksempel hadde lavpriskjedene Rema, Rimi og Prix til sammen hele 30% av dagligvaremarkedet i 1999 i følge figur 2.6. Kjedeframveksten kunne neppe ha latt seg stoppe, sett i lys av at de uavhengige detaljistene ville ha mistet markedsandeler i forhold til lavpriskjedene, dersom de ikke hadde etablert seg som kjeder med lavere kostnader.

Et vanlig omkvad er at det har skjedd en maktforskyving innad i distribusjonskjeden, der kjedene har økt sin forhandlingsmakt ovenfor dagligvareleverandørene. På grunn av kjedenes sterke posisjoner i markedet, kan de omgå grossistleddet og forhandle direkte med vareprodusentene. Kjedene kan presse prisene eller oppnå rabatter på grunn av de store etterspørselsvolumene hver av dem representerer.

Kjedeframveksten kan ha påvirket prisene i dagligvarehandelen på hovedsakelig to måter. For det første kan maktforskyvingen innad i distribusjonskjeden ha redusert et tidligere høyt prispåslag på grossistleddet. Dette bidrar til lavere priser siden problemet med dobbel marginalisering er redusert. Det andre er at den økte konsentrasjonen kan føre til lavere konkurranse mellom butikkene, og dermed høyere priser. Dersom dette er tilfelle kan kjedene presse innkjøpsprisene ned og sette utsalgsprisene opp, og slik oppnå profitt.

Konkurransetilsynet mener at kjedesamarbeidet gjør bransjen mer kostnadseffektiv, gjennom utnytting av stordriftsfordeler, rabatter og lavere priser fra leverandører.<sup>15</sup> Videre mener Konkurransetilsynet at pris er den mest sentrale konkurranseparameteren, siden priser er et sterkt virkemiddel i markedsføringen av en kjede. Et av poengene med kjedesamarbeidet er å ha felles priser i alle butikker som er tilknyttet en kjede. Konkurransetilsynet har derfor fritatt kjedene fra forbudet mot horisontalt prissamarbeid; det vil si at en kjede kan sette felles pris på samme vare i sine butikker over hele landet, på det vilkår at hver enkelt forretning kan sette prisen lavere enn de sentralt bestemte prisene dersom den ønsker. Konkurransetilsynet er imidlertid skeptisk til ytterligere sammenslåinger og økt konsentrasjon i dagligvarebransjen.<sup>16</sup>

Dersom vi skal tro Konkurransetilsynet, er det rimelig sterk grad av konkurranse på detaljistleddet. Grad av konkurranse avhenger imidlertid også av om detaljistene selger homogene eller differensierte produkter. Alle dagligvarekjeder fører både Norvegia og Synnøve Gulost; den sistnevnte fra og med september 1996 i kjedene Hakon, Reitan og Norgesgruppen, og fra og med januar 1997 i Coop (tidligere NKL). Siden ingen av kjedene har enerett på verken Norvegia og Synnøve Gulost, kan de regnes som homogene produkter. Det kan være større grad av differensiering av kjøttprodukter mellom detaljistene siden det finns både nasjonale og lokale produsenter av kjøttprodukter, der noen av dem kan være knyttet til bestemte kjeder (private merker) eller landsdeler.

---

<sup>15</sup> Videre mener Konkurransetilsynet at kostnadsfordelene også kan oppnås uten prissamarbeid.

<sup>16</sup> (Konkurransetilsynets hjemmesider på internett; <http://www.konkurransetilsynet.no>).

## 2.8 *Prisutvikling*

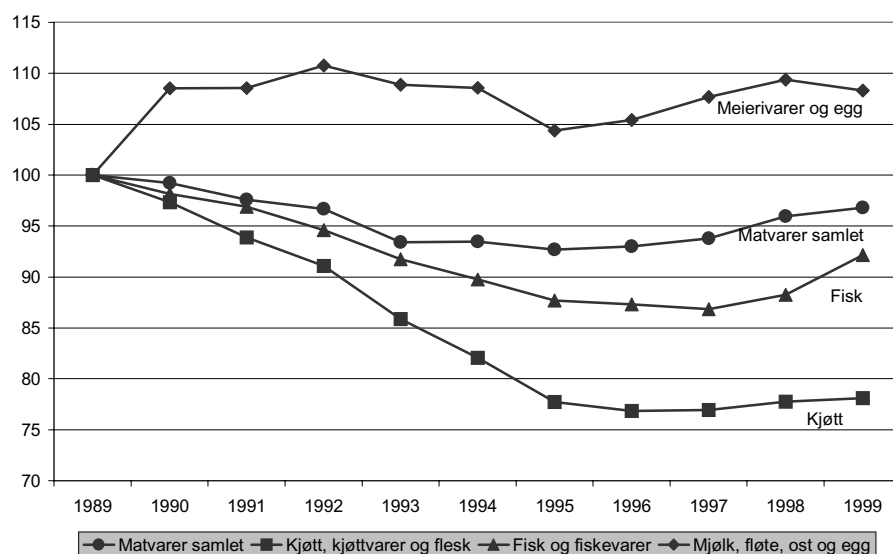
Hvordan har prisene blitt påvirket av de nevnte endringene i distribusjonsskjeden? Kjedene har fått makt til å presse prisene fra dagligvareleverandørene, grossistene har mistet makt, slik at problemet med dobbel marginalisering er redusert, pluss at kjedesamarbeidet innebærer kostnadsreduksjoner. Dette skal gi utslag i lavere innkjøpspriser og generelt lavere kostnader for detaljistene. I tillegg mener Konkurransetilsynet at den sterke priskonkurransen på detaljistleddet oppveier den økte konsentrasjonen, slik at kostnadsreduksjonene for detaljistene slår ut i lavere priser for konsumentene.

Gabrielsen og Sørgard (1998) viser at prisstigningen på matvarer var høyere enn konsumprisindeksen før begynnelsen av 90-tallet, og lavere etter 90-tallet. Denne sammenligningen viser hvordan prisene på matvarer utvikler seg relativt til andre varer. Skiftet i prisutviklingen kom samtidig med at kjedeframveksten skjøt fart. Imidlertid har prisene på matvarer økt sterkt igjen fra omtrent 1997. Dette kan vi også se av figur 2.7. Dette kan tyde på at konkurransen ikke er så sterkt som tidligere. Prisene var kanskje et godt virkemiddel for kjedene til å vinne markedsandeler i ”oppbyggingsfasen”. Nå er kanskje denne fasen over, og da er det fare for at kjedene kan slå seg til ro med sine markedsandeler og i stedet prøve å sette prisene opp ved et sakte tilsneket stilltiende samarbeid.

Selv om matvareprisene for en stor del av perioden har blitt redusert, er det fremdeles mulig at prisene kunne ha vært *enda* lavere. Rasjonaliseringen som følge av kjedesamarbeidet kan kanskje ha redusert de marginale kostnadene *mer* enn prisene. Dersom hvert ledd i distribusjonsskjeden er preget av konkurranse, vil prisen være lik summen av kostnadene på hvert ledd, og ved en kostnadsreduksjon vil prisen reduseres så mye som kostnadsreduksjonen tilsier. I en oligopol- eller monopolbedrift vil en tilsvarende kostnadsreduksjon ikke redusere prisen like mye, og prisen vil være lik summen av både kostnader og distribusjonsleddenes profitt (pris påslag over grensekostnad; såkalt ”markup”).

Matvareindeksen er beregnet av et gjennomsnitt av priser på en stor mengde varer. Når matvareindeksen øker tyder dette på at de fleste prisene øker samtidig. Dersom vi gjør enda en inndeling, kan vi se på utviklingen i priser på kjøtt- og meieriprodukt i forhold til matvareindeksen, slik som i figur 2.7. Prisene på enkeltprodukter gjenspeiler konkurransen i deres markeder. Verken Tine eller kjøttprodusentene har eksklusivavtaler med noen av kjedene for produktene i denne rapporten. Meieri- og kjøttproduktene følger derfor åpne kanaler. Prisutviklingen på de enkelte produktene kan derfor like gjerne gjenspeile konkurransen blant leverandørene som blant detaljistene.

Kjøttindeksen følger matvareindeksen, men har falt mye kraftigere fram til 1997. Meieriindeksen skiller seg fra de andre indeksene ved å ligge høyere og å vise en annen trend. Dette kan være et uttrykk for ulik konkurranse i meieri- og kjøttbransjen. I kjøttbransjen er det atskillig flere aktører enn i meieribransjen, og trolig mer konkurranse.



**Figur 2.7. Realprisindekser for mat samlet, meierivarer og egg, fiskevarer og kjøttvarer. 1989=100.** Kilde: SSB, Statistisk årbok, Konsumprisindeksen. Meieritallene er basert på tall fra SIFO.

Kjedeframveksten har også bidratt til prispress fra kjedene overfor leverandørene. Tine har lenge vært alene om tunge produkter som melk, ost og smør. Det er med andre ord få alternativ til Tine, noe som reduserer kjedenes makt i forhandlinger med Tine. Men likevel

har rabatter fra Tine til detaljist fått økt betydning (Tines årsmelding, 1999). Dessuten kan etableringen av Synnøve Finden ha endret forhandlingsmakten for ost, spesielt for Norge. Et eksempel er Coop som forleden sa at de kun ville føre Synnøve Finden etter at de oppdaget at Tine gav ulike rabatter til hver av kjedene. Det ble ikke gjort alvor av truslene, men episoden indikerer at Tine ikke er enerådende lenger. Men Tines sterke merkenavn er ikke ubetydelig, og kan hindre mange lojale kunder i å skifte ost.

## **2.9 Marginundersøkelser**

Strand og Aas (2000, 2001) kartlegger marginer for meieriprodukt og kjøttprodukt. Disse studiene viser fordelingen av prispåslagene gjennom distribusjonskanalen fra bonden og frem til forbrukerne, og hvordan de har utviklet seg over tid. De bruker tidsserier for priser fra 1983 til 1999 for meiereiprodukt, og 1989 til 1999 for kjøttprodukt; de samme prisene som denne rapporten baserer seg på.

Strand og Aas definerer marginer som forskjellen mellom utsalgspris og innkjøpspris. Denne marginen skal dekke alle kostnader aktørene har ved å produsere, både faste og variable kostnader. Hvis det er noe igjen etter at disse kostnadene er dekket er dette renprofitt. Prisene er nominelle, og detaljistprisen er uten merverdiavgift. Marginene er regnet ut som en andel av detaljistprisen. For å få et inntrykk av resultatene er endringene i marginer for produktene i denne analysen og for kjøtt- og meierivarer vist i tabell 2.3. Endringene i marginene er regnet som differansen mellom marginen i første og siste år av perioden (det finns en margin for hvert år).

**Tabell 2.3. Endringer i marginer fra 1983 –1999.**

Prosentvise endringer i marginer	Produsentens andel	foredlingsbedriftenes andel*	Detaljistens andel
<b>Stykket svin</b>	-5,7	+4,8	+0,9
<b>Kjøttdeig</b>	+2,3	+1,1	-3,3
<b>Storfe</b>	-3,8	+9,0	-5,2
<b>Kjøttvarer samlet</b>	-5,1	+9,6	-4,5
<b>H-melk</b>	-0,8	-1,5	+1,3
<b>Norvegia F45</b>	-3,5	+4,0	-0,3
<b>Meierivarer samlet</b>	-0,7	-0,2	+1,0

\* For kjøttindustrien gjelder marginen slakting, stykking, bearbeiding og produksjon.

Tine har fått redusert marginen på melk, mens detaljistene har økt sin margin. På Norvegia er det omvendt; Tine har økt marginen, og detaljistene har hatt en svak reduksjon. Det grove inntrykket er at kjøttbedriftene har fått økte marginer på både stykket svin (koteletter), kjøttdeig og storfekjøtt, mens detaljistene har hatt en nedgang på både kjøttdeig og storfe, men en økning på stykket svin.

Rapportene viser at marginene har endret seg. Hva skyldes endringene; økte kostnader eller økt markedsrett? Det er fristende å tolke for eksempel endringen for melk som en maktforskyving innad i distribusjonsskjeden. Men denne undersøkelsen gir ikke informasjon om hva som ligger mellom innkjøpspris og videresalgspris.

Analysen av meieriprodukt i denne rapporten skal basere seg på de samme prisseriene som er brukt i rapporten fra SIFO, men jeg går et skritt videre ved å inkludere kostnader for hvert av leddene vi ser på, slik at jeg kan undersøke problemstillingen om markedsrett.

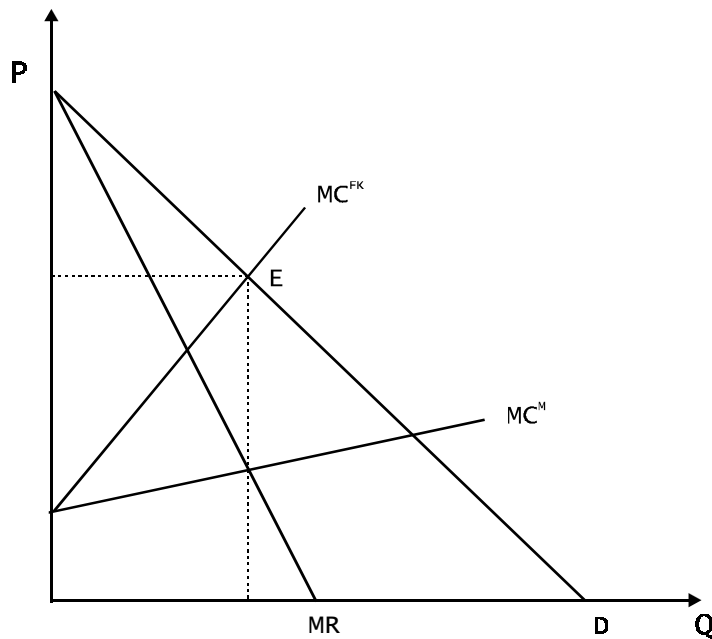


### 3. Den teoretiske modellen

I dette kapittelet viser jeg hvordan vi empirisk kan identifisere markedsrett. Modellen er basert på modellen til Bresnahan (1982), som er en sentral bidragsyter i "the new empirical industrial organization" (NEIO). Denne nye retningen innen empirisk industriell organisasjon (IO) avløste det tidligere "structure- conduct- performance paradigm" (SCPP) (Bresnahan, 1989). Et formål innen både gammel og ny empirisk industriell organisasjon er å måle markedsrett. I strategiske markedsmodeller er kostnadsmodellering en utfordring når kostnadene til aktørene er privat informasjon. Forskjellen mellom disse to retningene er blant annet at den nye retningen tillater mindre kjennskap til kostnadene til aktørene i den industrien vi undersøker.

#### 3.1 *Utfordringen med å måle prispåslag*

Dersom det eneste vi kan observere er pris og kvantum, men ikke kostnader, kan vi ikke vite om aktørene har markedsrett eller ikke. Dette illustreres i figur 3.1 der  $E$  er likevekt for to bedrifter med ulike kostnader.  $D$  er etterspørselskurven, og  $MR$  er marginalinntektskurven. Figuren illustrerer at  $E$  kan være likevekt både for bedrifter i frikonkurranse med kostnader lik  $MC^{fk}$ , og for monopol med kostnader  $MC^m$ . Vi kan ikke vite om den prisen vi observerer bare dekker kostnader eller også gir rom for renprofitt. Pris og kvantum blir bestemt der marginalinntekten er lik marginalkostnaden. For en bedrift i frikonkurranse er dette der pris er lik marginalkostnadene ( $P = MC^{fk}$ ), det vil si der etterspørsels- og tilbudskurven skjærer hverandre. I monopol blir pris og kvantum bestemt av likevekt mellom marginalinntekt og marginalkostnad ( $MR = MC^m$ ), der marginalinntekten er lavere enn prisen. Den prisen og det kvantum som vi observerer kan imidlertid også avspeile likevekt i mellomliggende former for konkurranse mellom monopol og frikonkurranse; såkalt oligopol.



**Figur 3.1. Sammenfallende likevekt for to bedrifter med ulike kostnader.**

Hvordan kan vi skille en monopol- eller oligopol-situasjon fra en frikonkurransesituasjon? For å klare det, må vi finne ut om prisen er høyere enn de marginale kostnadene. En framgangsmåte er å ta utgangspunkt i bedriftens profittfunksjon:

$$(3.1) \quad \Pi = P(Q) \cdot Q - C(Q)$$

der  $P(Q)$  er den indirekte etterspørselsfunksjonen og  $C(Q)$  er den totale kostnadsfunksjonen. Maksimerer vi (3.1) med hensyn på  $Q$ , finner vi at marginal inntekt ( $MR$ ) blir lik marginal kostnad ( $MC$ ). I maksimum er dette

$$(3.2) \quad P + \frac{dP}{dQ} \cdot Q = C'(Q),$$

som er likevekten i markedet. Hvis vi flytter marginalkostnaden over på høyre side, fremkommer en ”markup”, som er differansen mellom pris og marginale kostnader:

$$(3.3) \quad P - MC = -\frac{dP}{dQ} \cdot Q$$

Som kan skrives

$$(3.4) \quad P - MC = -\frac{Q}{dQ/dP}$$

Dersom kostnadene og inntektene kan finnes direkte, kan profitten finnes direkte fra (3.1), og ved å følge fremgangsmåten i (3.2) til (3.4), kan vi finne ”markup”, det vil si marginen mellom pris og grensekostnad. For at profitt eller ”markup” skal finnes nøyaktig, må de totale inntekter og kostnader være nøyaktige inntekter og kostnader i den bedriften eller markedet vi undersøker. Altså krever denne framgangsmåten kjennskap til alle bedriftens kostnader. Det kan være vanskelig å få tilgang til inntekter og kostnader dersom de er privat informasjon for aktørene. Dersom kostnadene er lett tilgjengelige og enkle å beregne, vil det også være enkelt å oppdage om aktørene har prispåslag over marginalkostnadene, og konkurranse-myndighetenes jobb hadde vært triviell.

Som regel har vi bare kjennskap til pris og kvantum. Kjennskap til markedsmakt krever på en eller annen måte kjennskap til kostnader. Hvordan skal vi avgjøre om aktørene har markedsmakt dersom vi ikke har kjennskap til inntekter og kostnader? En fremgangsmåte som reduserer kravet til informasjon, er å derivere de totale kostnadene, slik at marginalkostnaden fremkommer (Steen, 2000). Vi kan dermed sammenligne marginalkostnaden med prisen i en bestemt periode. Denne metoden setter imidlertid like strenge krav til korrekt informasjon om kostnadene.

Når det ikke alltid er mulig å finne prispåslaget direkte, finnes det ulike metoder som gir et mål på markedsmakt direkte, men hvor det ikke er nødvendig å kunne observere pris - kostnads marginene direkte. Metoden som brukes i analysen i denne rapporten er basert på Bresnahan (1982). Med denne metoden trenger vi heller ikke å kjenne kostnadene nøyaktig for å finne markedsmakt. Det er tilstrekkelig å kjenne faktorer som *bestemmer* marginalkostnaden, i tillegg til pris og kvantum i den industrien/bedriften(e) vi undersøker.

Disse blir brukt som forklaringsvariabler i en tilbudsrelasjon, som finnes ved å sette marginalkostnaden lik marginalinntekt. Ved å sette pris på venstre side, og  $MC$  pluss eventuelt ”markup-ledd” på høyre side, og estimere sammenhengen på denne relasjonen, kan vi finne  $MC$ . Estimatet av kvantum gir helningen til tilbudskurven, og andre kostnadsvariabler fungerer som kostnadsskiftere. I tillegg er det mulig å finne sammenhengen mellom pris og ”markup”-leddet. Dette er essensen i Bresnahan-modellen, som jeg baserer analysen i denne rapporten på.

### **3.2 Bresnahan-modellen**

Modellen viser hvordan vi kan finne et direkte mål på markedspekt gjennom den observerte markedslikevekten. Modellen tillater at prisen ikke nødvendigvis er lik marginalkostnadene i markedslikevekt. Kort sagt går metoden ut på å estimere etterspørselsfunksjonen, og fra den utlede marginalinntekten. Differansen mellom pris og marginalinntekt inngår så i en ”tilbudsligning”. Differansen, ofte referert til som ”markup”, gir et direkte mål på markedspekt. Modellen lar seg estimere økonometrisk.

Modellen har ikke tidligere vært anvendt for å belyse hypotesen om markedspekt for landbruksprodukter i Norge. Imidlertid har metoden blitt benyttet på andre felt. Buschena og Perloff (1991) bruker metoden fra Bresnahan til å finne et estimat på markedspekt i kokosoljeindustrien på Filipinene. Andre som også bruker denne metoden er Genesove og Mullin (1998) i sukkerindustrien i USA og Souminen (1994) i det finske bankmarkedet. Steen og Salvanes (1999) finner at norske eksportører av laks ikke har nevneverdig markedspekt i det europeiske laksemarkedet.

Etterspørselen kan defineres som

$$(3.5) \quad Q = D(P, Z; \alpha) + \varepsilon$$

der  $Q$  er kvantum,  $P$  er pris og  $Z$  er en vektor av eksogene variabler som påvirker etterspørsel, slik som inntekt og pris på andre varer (substitutter).  $\alpha$  er parametre i etterspørselsfunksjonen som skal estimeres.  $\varepsilon$  er det økonometriske feilleddet. Tilbudsfunksjonen finnes ved å sette marginalinntekt lik marginalkostnad. Når tilbyderene er pristakere, kan tilbudsfunksjonen skrives

$$(3.6) \quad P = c(Q, W; \beta) + \eta$$

$W$  er eksogene variabler på tilbudssiden,  $\beta$  er tilbudssideparametrene, og  $\eta$  er feilleddet som reflekterer tilfeldige forstyrrelser i tilbudet.  $c(\cdot)$  er marginalkostnaden. Når tilbyderne ikke er pristakere, men prissettere, blir prisen høyere enn marginalinntekten. Da får tilbudsfunksjonen den generelle formen

$$(3.7) \quad P = c(Q, W; \beta) - \lambda \cdot h(Q, Z; \alpha) + \eta$$

$P + h(Q, Z; \alpha)$  er markedets marginalinntekt, og  $P + \lambda \cdot h(Q, Z; \alpha)$  måler en enkelt bedrifts andel av marginalinntekten.  $h(\cdot)$  er differansen mellom pris og marginalinntekt (hentet fra etterspørselen).  $\lambda$  måler bedriftens andel av differansen mellom pris og marginalinntekt, og er dermed et mål på markedspekt. Under frikonkurranse er  $\lambda = 0$ , under monopol er  $\lambda = 1$ , og  $0 < \lambda < 1$  reflekterer ulike varianter av oligopol. Siden bare monopol eller kartell kan stå ovenfor markedets totale etterspørsel, kan  $\lambda$  tolkes som prosentandelen av marginal inntekt i monopoltilpasningen.

Når  $\lambda$  er med i modellen, kan altså likevekten i markedet være ulik frikonkurranselikevekten. For at ”markup” skal være positiv, må  $\lambda$  være negativ, siden  $h(Q, Z; \alpha)$  er negativ. Vi forventer derfor et negativt fortegn på  $\lambda$  i empirisk analyse.

### 3.3 Hvordan identifisere markedsrett (λ) ?

Det generelle problemet i alle studier av markedsstruktur er å identifisere λ. λ blir bestemt i økonometrisk analyse der tilbud og etterspørsel blir bestemt samtidig, og pris og kvantum er endogene variabler. Bresnahan (1989) viser at for å identifisere λ er det avgjørende at etterspørselskurven kan rotere i tillegg til å skifte posisjon. Dette oppnås ved å la etterspørselskurven inneholde variabler som ikke lar seg separere, såkalte interaksjonsvariabler.<sup>17</sup>

Vi ser først på en modell der etterspørselskurven ikke kan rotere, for å illustrere problemet med å identifisere λ. Modellen er en enkel versjon av en Bresnahan-modell (Bresnahan 1982). Under antagelsen om at både etterspørsel- og tilbudsfunksjonen er lineære, kan etterspørselsfunksjonen (1) formuleres som

$$(3.8) \quad Q = \alpha_0 + \alpha_P P + \alpha_Z Z + \varepsilon$$

Marginalinntekt finnes med bruk av parametre fra etterspørselsfunksjonen:

$$(3.9) \quad MR = P + \frac{Q}{\alpha_P}$$

Vi antar at den marginale kostnaden er lineær

$$(3.10) \quad MC = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W$$

der  $W$  som før er eksogene kostnadskifere som for eksempel lønn, og  $Q$  er kvantum. For at marginalkostnaden skal være lineær, må den være utledet fra en kvadratisk totalkostnadsfunksjon. Modellen kan også estimeres ved bruk av ikke-lineære kurver

---

<sup>17</sup>Lau (1982) sitt resultat er at identifisering av λ er mulig så lenge  $P$  og  $Z$  i etterspørsel ikke lar seg separere.

(Bresnahan, 1989). Marginalinntekt- og kostnad settes lik hverandre for å finne tilbudsrelasjonen

$$(3.11) \quad P = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W - \lambda \left[ \frac{Q}{\alpha_P} \right] + \eta$$

I dette ligningssettet er  $Q$  og  $P$  endogene. For å identifisere både etterspørsels- og tilbudskurven, trenger vi instrumenter for de endogene variablene.<sup>18</sup> Etterspørselskurven er identifisert siden  $W$  er ekskludert fra etterspørselsligningen, og dermed kan være instrument for  $P$  i etterspørselsligningen. Siden  $Z$  fra etterspørselskurven ikke er med i tilbudskurven, kan den være instrument i tilbudsligningen. Men  $\lambda$  i tilbudskurven kan ikke identifiseres. Dette kommer av at vi ikke kan skille  $Q$  i etterspørsel fra  $Q/\alpha_P$  i tilbudsligningen.  $Q/\alpha_P$  er kjent (siden vi kan estimere etterspørsel), men siden  $Q/\alpha_P$  er en ren skalering av  $Q$  og dermed ikke varierer over tid, er  $Q$  og  $Q/\alpha_P$  perfekt korrelert med hverandre, og ikke mulig å skille fra hverandre i tilbudsligningen. Derfor kan vi omformulere ligning (3.11) til

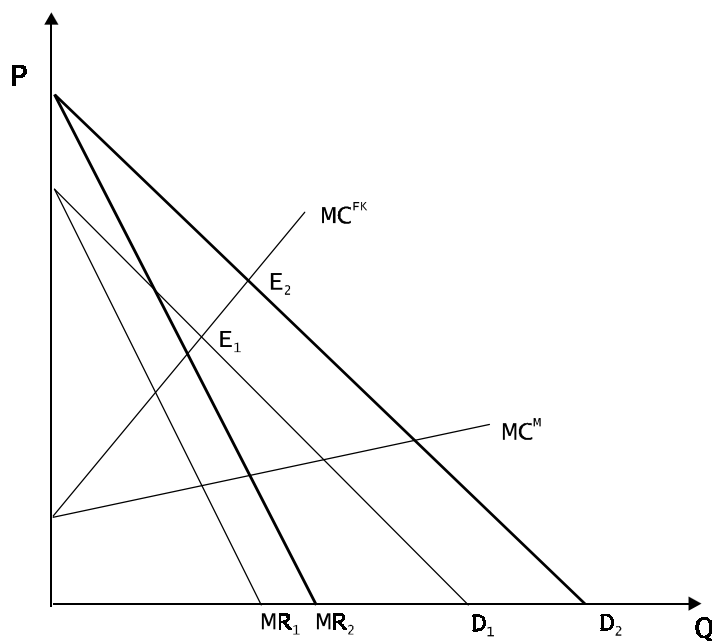
$$(3.12) \quad P = \beta_0 + \gamma Q + \beta_W W + \eta$$

der  $\gamma = \beta_Q - \lambda / \alpha_P$ . Vi kjenner  $\alpha_P$ , og  $\gamma$  fra tilbudsrelasjonen. Men det er ikke mulig å finne et mål på  $\lambda$  siden vi ikke kjenner  $\beta_Q$ .  $\lambda$  og  $\beta_Q$  kan dermed ikke bestemmes slik modellen er spesifisert.

Figur 3.2 illustrerer problemet med å identifisere  $\lambda$  når kostnadene er ukjente. Her er  $MC^{\text{fk}}$  kostnadene for en bedrift i frikonkurranse og  $MC^{\text{m}}$  kostnadene for et monopol eller kartell.  $E_1$  er likevekt både for en monopolist eller et kartell (ved at  $MR_1 = MC^{\text{m}}$ ), og for en frikonkurranseindustri (ved at  $P = MC^{\text{fk}}$ ). Endring i eksogene variabler som pris på substitutt

<sup>18</sup> Se for eksempel Griffiths et al. (1993), Kennedy (1992). Problemene i forbindelse med endogene variabler blir også gjennomgått i forbindelse med den økonometriske modellen i kap.4.

eller inntekt skifter etterspørselskurven vertikalt. Disse variablene er representert i etterspørsel med de eksogene variablene fra vektoren  $Z$ . Etterspørselskurven skifter utover ved en økning i  $Z$ , og dette får både frikonkurranse- og monopollikevekten til å bevege seg til  $E_2$ . Her er  $MC^{fk}$  en tilbudsrelasjon både for aktører i frikonkurranse med  $MC^{fk}$  og for kartell med  $MC^m$ . Når etterspørsel skifter vertikalt vil både monopol- og frikonkurranselikevekten være sammenfallende. Uten at vi kjenner de marginale kostnadene, er det altså ikke mulig å observere noe skille mellom frikonkurranseløsningen og monopolløsningen ved å la etterspørsel skifte.



**Figur 3.2. Løsning der etterspørselskurven ikke kan skifte helning.**

*Løsningen på problemet:*

Løsningen på problemet er å la variabler som får etterspørselskurven til å skifte både nivå og helning inngå i etterspørselsligningen. Såkalte interaksjonsvariabler mellom  $P$  og variabler fra  $Z$  (pris på substitutter) ivaretar disse egenskapene. Etterspørsel kan da formuleres som



$$(3.8') \quad Q = \alpha_0 + \alpha_P P + \alpha_Z Z + \alpha_{PZ} PZ + \varepsilon$$

For at interaksjonsvariablene skal eksistere, må etterspørselen ikke være separerbar fra  $Z$ . Leddet  $PZ$  fanger opp at konsumentene vurderer prisene på begge produktene ved kjøp av dem.

Marginal inntekt finnes med bruk av parametre fra etterspørsel:

$$(3.9') \quad MR = P + \frac{Q}{\alpha_P + \alpha_{PZ} Z}$$

Den marginale kostnaden er som før

$$(3.10') \quad MC = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W$$

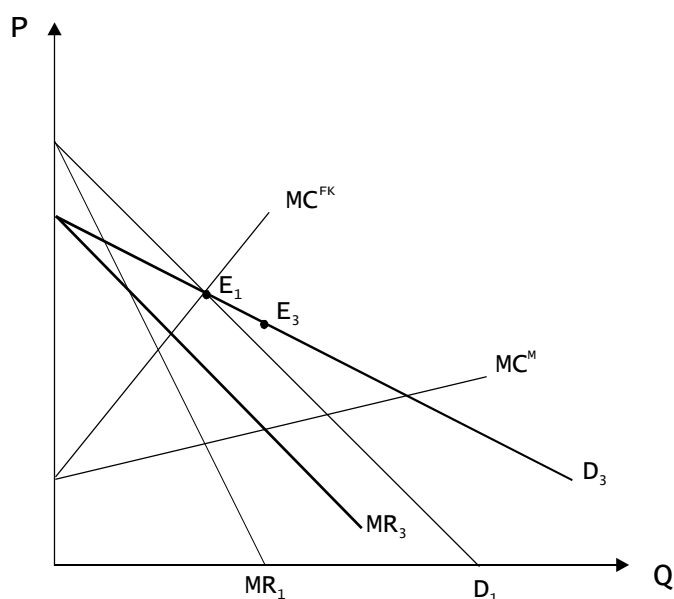
Tilbudsfunksjonen finnes ved å sette  $MR$  lik  $MC$ , og la pris stå på høyre side:

$$(3.11') \quad P = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W - \lambda \left[ \frac{Q}{\alpha_P + \alpha_{PZ} Z} \right] + \eta$$

siden  $MR = P + Q/(\alpha_P + \alpha_{PZ} Z)$ . Fra estimering av etterspørselsfunksjonen, får vi verdiene på  $\alpha_P$  og  $\alpha_{PZ} Z$ . På denne måten er det mulig å skille  $Q$  i etterspørsel fra  $Q$  i tilbud, og da kan vi identifisere  $\lambda$ . For å se dette, kan vi skrive  $Q^* = -Q/(\alpha_P + \alpha_{PZ} Z)$ .  $\lambda$  er koeffisienten til  $Q^*$ .  $Q$  og  $Q^*$  er endogene variabler og inkludert i ligning (3.11'). De eksogene variablene i  $Z$  fra etterspørsel kan brukes som instrument for endogene variabler i tilbudsfunksjonen, og dermed er tilbudsrelasjonen identifisert.  $Q$  og  $Q^*$  er ikke lenger korrelert med hverandre fordi  $Z$  inngår i  $Q^*$ , og  $Z$  er en variabel som varierer over tid.

Dermed kan  $\lambda$  identifiseres som koeffisienten til  $Q^*$  i ligning (3.11'). Interaksjonsleddet  $PZ$  i etterspørselsfunksjonen er avgjørende for dette resultatet. Uten  $PZ$  i etterspørselsfunksjonen blir  $Q^* = -Q/\alpha_p Z$ , og korrelert med  $Q$  i tilbudsfunksjonen.

I figur 3.3 er etterspørsel  $D_1$ , og kostnadskurvene er  $MC^m$  og  $MC^{fk}$  som tidligere vist i figur 3.2. Likevekten er opprinnelig i  $E_1$ . Vi lar etterspørselskurven skifte helning i punktet  $E_1$ , slik at den blir mindre bratt. Da vil også marginalinntektskurven bli mindre bratt. Vi har nå etterspørselssystemet  $D_3 - MR_3$ . Dersom tilbudsrelasjonen er en tilbudskurve, slik som  $MC^{fk}$ , vil dette ikke ha noen effekt på likevekten.  $E_1$  vil fremdeles være likevekten under både  $D_1$  og  $D_3$ . Men dersom industrien har kostnader lik  $MC^m$ , og tilbudet er som fra et monopol, vil likevekten flytte seg til  $E_3$ .



**Figur 3.3. Løsning der etterspørselskurven kan skifte helning.**

Rotasjon i etterspørselskurven vil ikke ha noen effekt i frikonkurranse; tilbud og etterspørsel skjærer hverandre i samme punkt som før. For et monopol eller aktører i oligopol derimot, bestemmes tilpasningen i markedet der  $MR = MC$  (der  $MR < P$ ). Når marginalinntektskurven endrer helning, endres også likevekten  $MR = MC$ , og dermed også den optimale tilpasningen av pris og kvantum. Siden aktører med tilbudskurve lik  $MC^{fk}$  ikke tar hensyn til endring i marginalinntektskurven, blir det heller ingen endring i deres tilpasning.

Interaksjonsvariabler som får etterspørselskurven til å rotere gjør det altså mulig å skille monopol og oligopol fra frikonkurranse.

### 3.4 *Hvorfor etterspørselskurven skifter helning*

Når etterspørsel- og marginalinntektskurven kan rotere er det mulig å avsløre om en markedslikevekt representerer frikonkurranse eller marked med markedsrett. Når etterspørselen ikke kan separeres fra  $Z$  er den totale marginaleffekten av  $P$

$$(3.12) \quad \partial Q / \partial P = \alpha_P + \alpha_{PZ} Z$$

Interaksjonsleddet  $PZ$  gjør at marginaleffekten av  $P$  på  $Q$  ikke bare består av egenpriseffekten  $\alpha_P$ , men også av effekten av endring i  $PZ$ . Med bruk av minste kvadraters metode (OLS) i økonometrisk analyse er  $\alpha_P$  og  $\alpha_{PZ}$  konstante for alle observasjonene, siden ligningene er lineære i parametrene. Siden  $Z$  er en variabel som varierer fra observasjon til observasjon, vil også den totale marginaleffekten  $\partial Q / \partial P$  variere fra observasjon til observasjon; altså kan etterspørselskurven rotere fra observasjon til observasjon. I denne analysen er  $Z$  en tidsserie, slik at etterspørselskurven endres fra periode til periode. Det er variasjonen i  $Z$  som skaper rotasjon i etterspørselskurven i den tidsepoken vi ser på. Avhengig av fortegnet til  $\alpha_{PZ} Z$  blir den totale marginaleffekten større eller mindre enn den marginaleffekten av bare  $P$  ville ha vært. Størrelsen på  $Z$  avgjør hvor sterk rotasjonen blir i hver enkelt periode.

Når tidsserier inngår i analysen, er vi imidlertid ofte interessert i å finne en konstant etterspørselskurve over tid. Da kan vi bruke egenpriselastisiteten, definert som et gjennomsnitt over tid. Egenpriselastisiteten er da:

$$(3.13) \quad \varepsilon_P = (\alpha_P + \alpha_{PZ} \bar{Z}) \times (\bar{P} / \bar{Q}),$$

der  $\bar{P}$ ,  $\bar{Z}$ ,  $\bar{Y}$  og  $\bar{Q}$  er gjennomsnittet av henholdsvis tidsseriene  $P$ ,  $Z$ ,  $Y$  og  $Q$ . Egenpriselastisiteten viser hvor mange prosent etterspørsel endrer seg når prisen øker med en prosent, og er dermed et mål på etterspørselens prislelsomhet. Jo mindre elastisk etterspørsel er, jo mindre betydning har en prisendring for endring i etterspørsel. Egenpriselastisiteten er uttrykk for konsumentenes preferanser.<sup>19</sup> Rotasjonen i etterspørselskurven i hver periode kan sees på som avvik fra egenpriselastisiteten.

Uten interaksjonsleddet, er etterspørsel kun avhengig av prisene  $P$  og  $Z$  hver for seg. Effekten av interaksjonsleddene viser hva som skjer med etterspørsel når enten to priser ( $P$  og  $Z$ ) eller pris og inntekt ( $P$  og  $Y$ ) øker samtidig. Mer nøyaktig;  $\alpha_{pZ}Z$  viser tilleggsvirkningen av en marginal økning i  $P$  på etterspørsel når prisen  $Z$  på det andre godet øker samtidig. Dersom  $\alpha_{pZ}Z$  er negativ, og  $Z$  øker, reduseres  $Q$  når  $P$  øker marginalt.  $\alpha_{pZ}Z$  gjør altså etterspørsel enten mer eller mindre elastisk enn det egenpriseffekten  $\alpha_p$  alene tilsier.

Hvilken effekt interaksjonsleddet har på etterspørsel er avhengig av om  $Z$  er prisen på et substitutt eller komplement til varen. Dersom  $Z$  er prisen på et substitutt, er  $\alpha_{pZ}Z$  positiv, og den direkte etterspørselskurven brattere enn dersom kun egenpriseffekten bestemmer helningen. Dette reflekterer at når  $Z$  øker vil en marginal økning i  $P$  ikke redusere etterspørsel så mye som egenpriseffekten alene vil gjøre. Etterspørsel blir altså mindre prisavhengig. Dersom  $Z$  er prisen på et komplement er virkningen motsatt, og etterspørsel blir mer prisavhengig. Dersom den eksogene variabelen i interaksjonsleddet er inntekt, vil etterspørsel bli mindre prisavhengig dersom varen er et normalt gode, og mer prisavhengig for mindreverdige goder.

---

<sup>19</sup> Endrede preferanser kan vise seg som en endring i kvantum, uten at prisene endrer seg. Etterspørselskurven kan ha endret posisjon i løpet av den perioden vi ser på dersom forbrukerne har endret preferanser. Dette gjenspeiles i  $Q^*$ . Endrede preferanser kan bestå i at forbrukerne har endret spisevaner, for eksempel hevdes det at nordmenn har fått mer kontinentale spisevaner, blant annet ved å drikke mindre melk.

### 3.5 Oppsummering

Bresnahan omgår vanskelighetene med å måle pris-kostnadspåslaget ved i stedet å finne et mål direkte mål på markedspekt. Dersom empirisk analyse av et marked viser at bedriftene har markedspekt, er det et uttykk for at bedriftene har pris-kostnadspåslag. Ved å la interaksjonsvariabler inngå i etterspørselsligningen kan etterspørselskurven rotere. Når etterspørselskurven roterer vil egenpriselastisiteten endre seg, og medføre at marginalinntekten endrer seg for bedrifter med markedspekt, men ikke for bedrifter i frikonkurranse. Kurven vil rotere i likevektspunktet,  $P = MC$ , der frikonkurransebedriftene allerede er optimalt tilpasset.

## 4. Den empiriske modellen

I dette kapitlet gir jeg markedsmodellen fra kapittel 3 en økonometrisk spesifisering. Jeg åpner også for et valg mellom å la modellen være statisk eller dynamisk. I kapittel 4.1 viser jeg en statisk modell og i kapittel 4.2 en dynamisk modell. I kapittel 4.3 presenterer jeg den økonometriske metoden. Videre gjennomgår jeg i kapittel 4.4 og 4.5 mulige restriksjoner og problemer knyttet til data.

### 4.1 Den økonometriske markedsmodellen

Markedsmodellen er avledet av økonomisk teori og er derfor en såkalt strukturell modell. I følge økonomisk teori bestemmes etterspørsel av priser, inntekt, sosioøkonomiske og demografiske faktorer. I tillegg må vi innføre deterministiske variabler som forklarer eventuell sesongvariasjon, trend eller strukturelle skift i den avhengige variabelen. I tilbudsligningen trenger vi variabler for faktorene som bestemmer marginalkostnaden, slik som produsert kvantum og innsatsfaktorpriser.

Valget av variabler er dermed gitt; vi trenger priser og kvanta til varene, priser på substitutter, inntekt og kostnadsskiftene. Valget av trendvariabler varierer fra ligning til ligning etter strukturen til den avhengige variabelen. Modellen til hvert av produktene vil derfor skille seg litt fra hverandre med hensyn til trendvariabler, og derfor viser jeg modellen til hvert enkelt produkt i kapittel 5, der jeg samtidig beskriver data. Her beskriver jeg en generell modell for alle produkter. Foreløpig nøyer jeg meg med å vise en statisk modell; det vil si en modell der tid ikke har betydning. Som i kapittel 3 antar jeg en lineær modell, der etterspørselen har formen

$$(4.1) \quad Q_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^3 S_s + \alpha_P P_t + \sum_j \alpha_Z Z_{jt} + \sum_j \alpha_{PZ} P_t Z_{jt} + \alpha_Y Y_t + \alpha_{PY} P_t Y_t + \sum_r \alpha_X X_t + e_t$$

der  $Q$  er kvantum av produktet,  $P$  er pris på produktet,  $Z$  er pris på substitutt(er),  $Y$  er inntekt,  $S$  representerer sesongdummyer og  $X$  representerer trendvariablene.  $PZ$  og  $PY$  er interaksjonsvariablene mellom henholdsvis pris og pris på substitutt, og pris og inntekt.  $\alpha_0$  er konstantleddet og  $e_t$  er det økonometriske feilleddet.

$t = 1, \dots, T$ .  $j =$  substitutt til avhengig variabel.  $s =$  antall sesongdummyer,  $r =$  antall trendvariabler.

Tilbudsrelasjonen defineres som

$$(4.2) \quad P_t = \beta_0 + \lambda_{statisk} Q_t^{*(statisk)} + \sum_{k=1}^k \beta_{W_v} W_{tv} + \varepsilon_t$$

der  $\beta_0$  er konstantledd,  $\lambda$  er koeffisienten til markedsmaktvariabelen ( $Q^*$ ), som inneholder informasjon fra etterspørsel;  $Q_t^* = Q_t / (\alpha_P + \sum_j \alpha_{PZ} Z_{jt} + \alpha_{PY} Y_t)$ , som vist i (3.11').  $W$  er ulike kostnadsskiftere, der  $v$  angir den enkelte av dem.  $\varepsilon_t$  er det økonometriske feilleddet.

Den økonometriske modellen utvides med et ekstra interaksjonsledd,  $PY$ , bestående av pris og inntekt; det vil si at konsumentene vurderer inntekt og pris samtidig ved kjøp av en vare. Når prisen på varen ikke kan separeres fra inntekt, betyr det at konsumentene ser prisen på varen ikke bare i forhold til substituttprisene, men også i forhold til utgiftsposten til en bestemt varegruppe.<sup>20</sup> Interaksjonsvariablene er dermed  $PZ$  og  $PY$ .

## 4.2 Dynamisk modell

Forskjellen på en statisk og en dynamisk modell er tidsaspektet. I en statisk modell har tidligere hendelser ingen betydning for aktørenes tilpasning i dag. Hendelsene i hver periode realiseres uten noen sammenheng mellom tidligere hendelser; såkalte gjentatte "spill". Siden vi bruker tidsserier er det ikke usannsynlig at "historien" spiller inn. Dynamiske modeller tillater at tidligere hendelser kan virke inn på utfallet i periode  $t$ , ved at tidsforsinkede

---

<sup>20</sup> se kapittel 5.2.

variabler fanger opp det som har skjedd i fortiden. Tidsforsinkede variabler inngår *ikke* i statiske modeller. Dersom tidligere hendelser likevel spiller inn, vil dette vise seg ved at feilleddet blir autokorrelet, det vil si avhengighet mellom feilledd fra ulike perioder.<sup>21</sup> Da er forutsetningen i OLS om  $Cov(e_t, e_{t-s}) = 0$  vanligvis brutt, variansen til estimatene øker og inferens basert på OLS blir svakere. En mulig løsning er å transformere modellen ved hjelp av ”kvasiførstedifferanser” og så anvende Generalized Least Squares (GLS). En annen løsning er å la tidsforsinkede variabler inngå. Sistnevnte metode har et fortrinn fordi den samtidig utnytter informasjonen om dynamikk i data. Å tillate dynamikk i modellen kan derfor være løsningen på en misspesifisert statistisk modell.

Feilleddets egenskaper kan derfor være en indikator på om modellen er dynamisk misspesifisert, og autokorrelasjonstester viser om autokorrelasjon er til stede. En vanlig måte å modellere autokorrelasjon på er ved en AR(1) prosess  $e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$ , der  $\varepsilon_t$  har ”standard” egenskaper;  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$  og  $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ . Autokorrelasjon kan også være av høyere orden, og kan modelleres som

$$(4.3) \quad e_t = \rho e_{t-1} + \rho^2 e_{t-2} + \dots + \rho^n e_{t-n} + \varepsilon_t$$

Dersom autokorrelasjonen er av høyere orden, er det aktuelt å bruke en test som kan utføres med flere lag av feilleddet. En slik test er en modifikasjon av Box-Pierce test (Ljung and Box, 1979). Under nullhypotesen er feilleddene hvit støy ( $\rho = 0$ ). Testobservatoren er

---

<sup>21</sup> Autokorrelasjon kan skyldes seriekorrelasjon over tid i både utelatte og inkluderte variabler i modellen. Feilleddet fanger opp effekten disse tidligere hendelser har på den avhengige variabelen i periode  $t$ . Siden utelatte eller inkluderte variabler er seriekorreleerte, vil også feilleddet seriekorrelet over tid. Dessuten kan tilfeldige sjokk som vedvarer over tid også plukkes opp av feilleddene, dersom forklaringsvariablene ikke gjør det. Også gal funksjonsform kan gi utslag i autokorrelasjon, eller autokorrelasjon kan være innebygd i data, som følge av for eksempel omforming av månedsdata til kvartalsdata, der naturlige forstyrrelser blir jevnet ut over flere perioder.



$$(4.4) \quad Q = T(T+2) \sum_{j=1}^L \frac{r_j^2}{T-j} \quad \text{der} \quad r_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T e_t e_{t-j}}{\sum_{t=1}^T e_t^2}.$$

Testresultatet er kjikvadratfordelt med  $L$  frihetsgrader.  $T$  tilsvarer antall lag av feilleddet.

Ulike dynamiske modeller oppnås ved å variere hvilke av variablene som skal være tidsforsinkede. For eksempel er det mulig å la *alle* variablene være tidsforsinkede som i en "Autoregressive Distributed Lag Model" (ADL) og "feilkorreksjonsmodell" (ECM-modell). En annen mulighet er at *kun* den avhengige variabelen er avhengig av tidligere observasjoner av seg selv, og en tredje at *kun* forklaringsvariablene er tidsforsinkede.<sup>22</sup> Steen og Salvanes (1999) er de første som kombinerer en Bresnahan-Lau modell med en ECM spesifisering. De finner markedsrett på kort og lang sikt, i tillegg til en justeringshastighet fra kort til lang sikt. Ulempen med en ECM-modell er at mange lag (tidsforsinkede variabler) reduserer antall frihetsgrader. Ofte er valg av modell en avveining mellom en rikt spesifisert modell på bekostning av frihetsgrader, eller en enklere modell som i større grad ivaretar statistisk validitet. Om man kan tillate seg en rik spesifisering, avhenger av lengden på datasettet. Datautvalget i denne rapporten er kort, spesielt for kjøttproduktene. Et *statistisk* argument er derfor å avstå fra en ADL/ECM modell.

Ved å sammenligne autokorrelasjonen mellom ulike dynamiske modeller, kan vi få et pekepinn på hvem av dem som beskriver de underliggende data best. Både en ADL/ECM modell og ulike spesifikasjoner av denne ble prøvd. Autokorrelasjonstestene viste at best resultater ble oppnådd i en autoregressiv modell, der bare den avhengige variabelen er tidsforsinket. Denne type modell går ofte under betegnelsen "partial adjustment" modell. To statistiske argument veier derfor for å velge en "partial adjustment" modell; vi mister ikke mange frihetsgrader, og modellen synes riktig spesifisert.

---

<sup>22</sup> I autoregressive modeller inngår laggete utgaver av den avhengige variabelen som forklaringsvariabler. I "distributed lag" modeller inngår laggete høyresidevariabler. "Autoregressive distributed lag" er dermed en modell med både laggete avhengig variabel og laggete høyresidevariabler.

Med en "partial adjustment" spesifikasjon, kan etterspørselsligningen defineres som

$$(4.5) \quad Q_t = \alpha_0 + \sum_{t-k}^k \gamma Q_{t-k} + \sum_{s=1}^3 S_s + \alpha_P P_t + \sum_j \alpha_Z Z_{jt} + \sum_j \alpha_{PZ} P_t Z_{jt} + \alpha_Y Y_t + \alpha_{PY} P_t Y_t + \sum_r \alpha_X X_t + e_t$$

der  $\sum_{t-k}^k \gamma$  er effekten av  $Q_{t-k}$  på  $Q_t$ . Også tilbudsligningen kan spesifiseres på "partial adjustment" form:

$$(4.6) \quad P_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \delta P_{t-k} + \beta_Q Q_t + \lambda Q_t^* + \sum_{k=1}^n \beta_{Wk} Wk_t + \varepsilon_t$$

der  $Q_t^* = Q_t / (\alpha_P + \sum_j \alpha_{PZ} Z_{jt} + \alpha_{PY} Y_t)$ . Etterspørsel og tilbud<sup>23</sup> i periode  $t$  avhenger av henholdsvis etterspørsel og pris i tidligere perioder, i tillegg til forklaringsvariablene fra den statiske modellen. Økonometriske forklaringer på en "partial adjustment"-modell er seriekorrelasjon (over tid) i de avhengige variablene. Økonomiske forklaringer er at etterspørsel og tilbud ikke bare bestemmes av strukturelle variabler, men også av vanedannelse i konsum og justeringskostnader av innsatsfaktorendringer. Vanedannelse og justeringskostnader gjør at de øvrige forklaringsvariablene bare virker med en andel av sin fulle effekt i periode  $t$ . Dette kan vi se ved å sette  $Q_{t-1}$  og  $P_{t-1}$  på venstre side, for enkelthets skyld vist med en forenklet versjon av etterspørselen:

$$(4.7) \quad Q_t - \gamma Q_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_X X_t + e_t$$

der  $X$  er en vektor av de strukturelle forklaringsvariablene. Så lenge vaner og justeringskostnader har betydning, kan endringen i  $Q_t$  forklares av en andel  $\gamma$  av  $Q_{t-1}$ , og

<sup>23</sup> Siden modellen er lineær i parametrene, kan den estimeres med OLS, eller andre lineære instrumentvariabelestimatorer.

forklaringsvariablene har en andel  $(1-\gamma)$  av sin fulle virkning. Dette kan tolkes som at konsumentene og bedriftene egentlig ønsker å oppnå et annet nivå på den avhengige variabelen, men at vaner og justeringskostnader hindrer dem.<sup>24</sup>

Hvis vi ser utviklingen i  $Q_t$  og  $P_t$  over lang tid, vil vaner og justeringskostnader ikke lenger ha betydning. Da er alt fleksibelt og konsumenter og bedrifter kan fri seg fra hindringer på kort sikt. Vanedannelse og justeringskostnader hindrer konsumentene og bedriftene i å endre sitt konsum og sine innsatsfaktorer fullt ut på kort sikt ved endringer i de øvrige forklaringsvariablene. På lang sikt er det større justeringsmuligheter, fordi vaner endres og kostnader reduseres over tid.

Det er mulig å finne kort- og langsiktige effekter av forklaringsvariablene som reflekterer henholdsvis effekten når vaner og justeringskostnader spiller inn, og når de er fleksible. (4.5) og (4.6) gir kortsiktige estimat direkte. Ved å undertrykke tidsaspektet i (4.5) og (4.6) og sette alle  $Q$  i etterspørsel og  $P$  i tilbud like over alle perioder, kan vi finne et gjennomsnitt for etterspørsels- og tilbudsligningene. De langsiktige estimatene finnes ved å dividere de kortsiktige estimatene med  $1 - \sum_{t-k}^k \gamma$  og  $1 - \sum_{t-k}^k \delta$ . De langsiktige effektene i vår

modell er dermed  $\alpha^{\text{Lang Sikt}} = \frac{\alpha}{1 - \sum_{t-k}^k \gamma}$  og  $\beta^{\text{Lang Sikt}} = \frac{\beta}{1 - \sum_{t-k}^k \delta}$ .

---

<sup>24</sup> Greene (2000) viser en generell modell der  $y_t^*$  er ønsket nivå i periode  $t$ :

$$(1) \quad y_t^* = \alpha + \beta x_t + e_t.$$

Bare en andel av  $y_t^*$  realiseres i periode  $t$ , her vist i en tilpasningslikevekt:

$$(2) \quad y_t - y_{t-1} = (1 - \delta)(y_t^* - y_{t-1})$$

$1 - \delta$  viser hvor mye av differansen mellom  $y_t^*$  og  $y_{t-1}$  som blir realisert i periode  $t$ . (4.5) innsatt i (4.6) gir

$$(3) \quad y_t = \alpha(1 - \delta) + \beta(1 - \delta)x_t + \delta y_{t-1} + e_t$$

For å finne effektene som må til for å oppnå det ønskede nivået, dividerer vi med  $(1 - \delta)$  og får:

$$(4) \quad y_t = \alpha + \beta x_t + e_t$$

der  $\beta$  er effektene når vaner og justeringskostnader ikke spiller inn.

For at etterspørsels- og tilbudsligningene skal ha et gjennomsnitt og være stabile, må

$|\sum_{t-k}^k \gamma| < 1$  og  $|\sum_{t-k}^k \delta| < 1$ . Da er seriene stasjonære. Dersom  $|\sum_{t-k}^k \gamma| = 1$  og  $|\sum_{t-k}^k \delta| = 1$ , er

seriene ikke-stasjonære. I en stasjonær modell avtar virkningen av laggete variabler, slik at det som skjer i fortiden får mindre betydning over tid. I ikke-stasjonære serier avtar ikke virkningen, slik at alle tidligere hendelser har betydning for utviklingen i den avhengige variabelen. Ikke-stasjonære serier har ikke konstant gjennomsnitt, og har derfor heller ikke noen enhetlig trend. Dersom betingelsene til stasjonaritet er oppfylt, har vi at:

$$\beta^{\text{lang sikt}} = \frac{\beta}{1 - \sum_{t-k}^k \delta} > \beta^{\text{kort sikt}} \quad \text{dersom} \quad 0 < \sum_{t-k}^k \delta < 1. \quad \text{Det vil si at de langsiktige effektene er}$$

større enn de kortsiktige. I noen tilfeller får vi at

$$\beta^{\text{lang sikt}} = \frac{\beta}{1 - \sum_{t-k}^k \delta} < \beta^{\text{kort sikt}} \quad \text{dersom} \quad -\infty < \sum_{t-k}^k \delta < 0. \quad \text{Da er det ikke lenger treghet i}$$

systemet; aktørene reagerer tvert i mot mer på kort sikt på endringer i forklaringsvariablene enn på lang sikt. Dette kan tolkes som en slags overreaksjon ("overshooting"). Vi kan tenke oss at etterspørselen for konsumvarer er mer elastisk på lang sikt, mens etterspørselen etter varige goder er mest elastisk på kort sikt (Pindyck og Rubinfeld, 1998). Produktene i denne rapporten er helt klart ikke-varige, slik at vi kan vente at etterspørselen blir mer elastisk på lang sikt.

Når stasjonaritetsbetingelsen er oppfylt har variablene virkning over tid, slik at virkningen av endringene ikke merkes fullt ut i periode  $t$ . Tilpasningstiden eller justeringshastigheten er her  $k$  perioder. Justeringshastigheten uttrykker hvor mange perioder det tar før virkningene av endringer i forklaringsvariablene blir fullstendig reflektert i  $Q$  og  $P$ . Bevegelsen mot en langsiktig likevekt skjer gradvis, derav navnet "partial adjustment".

Den avhengige variabelen er gjerne preget av kortsiktig dynamikk, som avspeiler konsumentenes reaksjoner på for eksempel pris- og inntektsendringer. Men dersom vi

konsentrerer oss om den langsiktige utviklingen og ser hele tidsserien under ett, kan vi avdekke en *trend*. Trenden er mer interessant enn de kortsiktige svingningene, fordi den viser hvilken retning utviklingen går. De langsiktige estimatene er uttrykk for effekten som må til for å få denne utviklingen over tid.

Alle kortsiktige estimer i (4.5) og (4.6) kan finnes på lang sikt. For å undersøke hypotesen om markedsrett, kan vi nøye oss med å finne  $\lambda$  på lang sikt. Siden etterspørsel har koeffisienter på kort og lang sikt, og  $Q^*$  henter informasjon fra denne, kan både kort- og langsiktig  $Q^*$  inngå i tilbudsrelasjonen. Modellens "triks" er nettopp at etterspørselsendringer kan endre tilpasningen for aktører med markedsrett, men ikke for aktører i frikonkurranse.

På lang sikt er markedsrettvariabelen

$$(4.8) \quad Q^{* \text{ lang sikt}} = \frac{Q}{(\alpha_p + \alpha_{pz}Z)/(1 - \sum_{t-k}^k \gamma)}$$

som inngår i den langsiktige tilbudskurven. Dersom  $0 < \sum_{t-k}^k \gamma < 1$ , er  $Q^{* \text{ lang sikt}} < Q^{* \text{ kort sikt}}$ . For å finne  $\lambda$  på lang sikt, må vi på samme måte som vi fant  $Q^*$  på lang sikt, skalere med  $1 - \sum_{t-k}^k \delta$ . I tillegg må vi ta hensyn til konsumentenes endrede etterspørsel på lang sikt.  $\lambda$  på lang sikt kan skrives

$$(4.9) \quad \lambda^{* \text{ lang sikt}} = \frac{\lambda}{(1 - \sum_{t-k}^k \gamma)(1 - \sum_{t-k}^k \delta)}.$$

$\lambda^{* \text{ lang sikt}}$  gjenspeiler den markedsretten bedriften har når både konsumenter og bedrifter befinner seg på gjennomsnittsnivået, og tilpasser seg fullt ut til endringer i faktorer som påvirker etterspørsel og marginale kostnader.

Etterspørselens prislelsomhet har betydning for hvor lett det er å utøve markedsrett. Et uttrykk for prislelsomheten er egenpriselastisiteten. Den kan finnes som et gjennomsnitt for hele perioden, og skrives som

$$(4.10) \quad \varepsilon_P = (\alpha_P + \alpha_{PZ} \bar{Z}_j + \alpha_{PY} \bar{Y}) \times (\bar{P} / \bar{Q})$$

der  $\bar{P}$ ,  $\bar{Z}$ ,  $\bar{Y}$  og  $\bar{Q}$  er gjennomsnittet av hver av tidsseriene  $P_t$ ,  $Z_t$ ,  $Y_t$  og  $Q_t$ . Den langsiktige egenpriselastisiteten blir da

$$(4.11) \quad \varepsilon_P^{\text{lang sikt}} = \left( \frac{\alpha_P + \alpha_{PZ} \bar{Z}_j + \alpha_{PY} \bar{Y}}{1 - \sum_{t-k}^k \gamma} \right) \times (\bar{P} / \bar{Q})$$

Dersom  $0 < \sum_{t-k}^k \gamma < 1$ , og  $0 < \sum_{t-k}^k \delta < 1$ , har det følgende implikasjoner:

- 1) Etterspørsel blir mer elastisk på lang sikt. Da er det vanskeligere å utøve markedsrett, siden konsumentenes konsum ikke er bundet av vaner – det er lettere å substituere seg vekk fra den aktuelle varen (Klemperer, 1987). Jo mindre elastisk etterspørsel er, jo mindre betydning har en prisendring for endring i etterspørsel.
- 2)  $\lambda^{\text{lang sikt}} > \lambda^{\text{kort sikt}}$ . Det blir lettere å utøve markedsrett på lang sikt.

Dette synes som en kontradiksjon. Forklaringen på at  $\lambda^{\text{lang sikt}} > \lambda^{\text{kort sikt}}$  er at bedriften har kostnader ved å endre innsatsfaktorene på kort sikt, mens innsatsfaktorene er fleksible på lang sikt. Justeringskostnader gjør at bedriften ikke fritt kan substituere mellom innsatsfaktorene på kort sikt. Kapasiteten kan være bundet på kort sikt på grunn av for eksempel fast kapitalbeholdning. Følgen av fleksible innsatsfaktorer på lang sikt er at kostnadene blir lavere på lang sikt enn på kort sikt. Dette er også kjent som omhyllingsteoremet, der den langsiktige kostnadskurven er en nedre omhylling av de kortsiktige kostnadskurvene.  $\lambda^{\text{lang sikt}} > \lambda^{\text{kort sikt}}$  uttrykker at denne kostnadseffekten dominerer effekten av mer elastisk etterspørsel.

En svakhet med ”partial adjustment” modeller er at effektene på lang sikt skaleres med samme faktor. Parametrene i en ligning blir da ensidig enten større eller mindre på lang sikt. Modeller med rikere dynamikk, der både høyre- og venstresidevariablene er tidsforsinkede, kan gi parametere med ulik størrelse og fortegn, og dermed ulike effekter på lang sikt i en og samme ligning. Steen og Salvanes (1999) bruker en ECM-modell, som er en slik ”rik” modell. Slike modeller er ikke spesielt egnet her, siden det tilgjengelige datasettet for kjøtt- og meieriproduktene er for kort. Det kan tenkes at en rikere modellering ikke ensidig vil gi større markedsmaktparameter  $\lambda$  på lang sikt.

### 4.3 Økonometrisk metode

Modellen har en likevektsbetingelse som sier at tilbud er lik etterspørsel:

$$(4.12) \quad Q^{\text{etterspørsel}} = Q^{\text{tilbud}} = Q$$

$P$  og  $Q$  blir bestemt av likevekten mellom tilbud- og etterspørsel, og blir således bestemt *samtidig*. Siden  $Q$  avhenger av  $P$  gjennom etterspørselsrelasjonen og  $P$  avhenger av  $Q$  gjennom tilbudsligningen, er  $P$  og  $Q$  dermed såkalte *endogene* variabler fordi de inngår både som avhengig variabel og forklaringsvariabel. Øvrige variabler blir bestemt utenfor modellen, og er derfor eksogene. Endogenitet av  $P$  og  $Q$  gir identifikasjonsproblemer og ikke-konsistente estimat ved bruk av OLS.

#### 4.3.1 Identifikasjonsproblemet

Dersom mer enn en teori er konsistent med samme data, er teoriene ”observasjonsmessig ekvivalent”. Hvis data kun er informasjon om likevektspunktene  $(P, Q)$ , kan vi ikke være sikre på om det er etterspørsel- eller tilbudsligningen vi identifiserer.<sup>25</sup> Strukturen til

---

<sup>25</sup> Dersom det er mulig å danne en lineær kombinasjon av ligningene i systemet som er helt lik en av ligningene i systemet, er det ikke mulig å vite om parametrene vi estimerer skal identifiseres med ligningen vi ønsker å estimere, eller med parametre fra den lineære kombinasjonen (Griffiths et al. 1999).

ligningene er dermed ikke identifisert. Dersom strukturen til en av ligningene er kjent, for eksempel ved at enten tilbud- eller etterspørsel er fullstendig inelastisk eller elastisk, kan strukturen til den andre ligningen også finnes. Den underliggende strukturen til ligningene i denne analysen er ikke kjent, så ligningene må identifiseres ved å gjøre dem observerbart forskjellige fra hverandre. Dette oppnås ved å bruke *instrumentvariabler*, som er ekskludert fra den ligningen som skal identifiseres, men inkludert i de øvrige strukturelle ligningene. For at enkelte variabler skal ekskluderes, må de ikke ha noen effekt i den ligningen som skal identifiseres (Kennedy, 1993). Inntekt er en mye brukt instrumentvariabel som har effekt i etterspørselsligningen, men ikke i tilbudsrelasjonen. Inntekt kan da være instrument for  $Q$  i tilbudsligningen. Dette kommer av at når inntekt øker vil etterspørselskurven skifte posisjon, mens tilbudskurven vil ligge i ro, siden inntekt bare er korrelert med  $Q$  i etterspørsel. Siden  $Q$  også inngår som forklaringsvariabel i tilbudsligningen, kan virkningen inntekt har på  $Q$  utnyttes ved å la inntekt være instrument for  $Q$  i tilbudsligningen. Skiftet som inntekt gir i etterspørsel tilsvarer endringen av  $Q$  langs tilbudskurven. Dermed har vi lyktes i å holde tilbudskurven i ro, mens etterspørselskurven skifter, slik at tilbudskurven er identifisert. Motsatt er kostnadsskiftene ekskludert i etterspørsel, men inkludert i tilbud, slik at etterspørsel kan identifiseres.

#### 4.3.2 Stokastiske forklaringsvariabler

I et system av simultane ligninger er de endogene variablene stokastiske. Dermed er forutsetningen bak OLS om ikke-stokastiske forklaringsvariabler brutt. Dette kommer av at en endring i feilleddet til en av ligningene gir endring i alle endogene variabler. Dersom feilleddet i etterspørselsligningen øker, øker også  $Q$ . Fordi  $Q$  inngår også i tilbudskurven, vil  $Q$  øke også her. Økningen av  $Q$  endrer  $P$  i tilbudskurven, og siden  $P$  er forklaringsvariabel i etterspørselsligningen, vil prisendringen dermed også vise seg i etterspørselskurven. Endringer i feilleddene påvirker dermed de endogene forklaringsvariablene, og feilleddet og de endogene variablene er dermed *samtidig* (samme tidsperiode) korrelerte:



$$(4.13) \text{ cov}(X_t, \varepsilon_t) \neq 0$$

OLS er dermed ikke konsistent, siden forutsetningen om ikke-stokastiske forklaringsvariabler er brutt. Inkonsistente estimat skyldes at en endring i feilleddene gir de endogene variablene en tilleggsverdi. OLS fanger opp effekten som både den endogene variabelen har som forklaringsvariabel og denne tilleggsverdien. Løsningen på inkonsistente estimat er også her å bruke instrumentvariabler, som har den egenskapen å ikke være korrelert med feilleddet, men med de endogene variablene.

Løsningen på begge problemene er å bruke instrumentvariabelestimatorer, og 2SLS er en mye brukt estimator. Nedenfor argumenteres det for hvorfor 3SLS ("Three stage least squares") estimatoren er den mest asymptotisk effisiente estimatoren i vårt tilfelle.

#### 4.3.3 System av ligninger ved samtidig korrelasjon i feilleddene

Feilleddene fanger opp det som forklaringsvariablene ikke forklarer, slik som effekten av utelatte variabler, den generelle tilstanden og sjokk i økonomien. Siden alle produktene er i samme marked - dagligvaremarkedet - kan det også tenkes at det er faktorer i dagligvaremarkedet, eller i økonomien generelt, som påvirker alle produktene likt. Disse effektene fanges opp av feilleddene til hver av ligningene, i tillegg til produktspesifikke forstyrrelser. Det vil si at en del effekter er felles for feilleddene, og gjør feilleddene til ligningene samtidig korrelerte.

Når feilleddet i periode  $t$  tilhørende ligning  $i$  ( $e_{it}$ ) er korrelert med feilleddet i periode  $t$  tilhørende ligning  $j$  ( $e_{jt}$ ), er varians-kovariansmatrisen til ligningenes feilledd ikke blokk-diagonal (elementene utenfor diagonalen er ikke null). Dersom kovariansmatrisen til feilleddene utnyttes ved å estimere ligningene i system, blir estimatene mer effisiente enn ved estimering av ligningene hver for seg. "Seemingly unrelated regressions estimator" (SURE) estimerer ligningssystem. Navnet indikerer at ligningene er tilsynelatende urelatert, men at ligningene knyttes sammen via kovariansmatrisen for feilleddene. SURE bruker GLS på

ligningssystemet siden kovariansmatrisen ikke er blokk-diagonal og forutsetningen  $Cov(e_{it}, e_{jt}) = 0$  er brutt. For at 2SLS skal være mer effisient enn 3SLS (dvs estimere ligninger hver for seg fremfor ligningssystem), må feilleddene fra ulike ligninger ikke være korrelerte og ligningene ikke ha identiske forklaringsvariabler (Greene, 2000).

”Three stage least squares” (3SLS) er en estimator som inkluderer både instrumentvariabler og system ved å benytte metodene til 2SLS og SURE. 3SLS estimatoren er mer effisient enn 2SLS anvendt på hver av ligningene fordi den utnytter informasjonen i data og i økonomisk teori bedre. 3SLS er asymptotisk effisient, det vil si at den har lavest varians blant alle instrumentvariabelestimatorer, fordi den bruker all tilgjengelig informasjon i systemet.

Når ligningene estimeres med 3SLS kan de skrives som én stor ligning, der alle identifiserte ligninger er ”stabled” opp på hverandre i et matricesystem,

$$(4.14) \quad \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & X_2 & \dots & 0 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & \dots & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_M \end{bmatrix},$$

der  $y_i$ ,  $\delta_i$  og  $\varepsilon_i$  er vektorer som representerer hver av de strukturelle ligningene.  $X_i$  er datamatriksen tilhørende hver ligning, og inneholder både de endogene og de eksogene variablene i ligningene. Ligningssystemet kan skrives som  $y^* = \alpha^* + X^* \beta^* + \varepsilon^*$ .

Metoden har som navnet sier, tre steg: Trinn en består i å finne instrument-verdiene til hver endogen variabel i systemet. De kommer av prediksjonene fra en lineær regresjon av hver endogen variabel som avhengig variabel av *alle* eksogene variabler i systemet av simultane ligninger (finder ”reduisert form” koeffisientene). 3SLS benytter alle eksogene variabler i systemet som instrumentvariabler, pluss eksplisitt definerte instrumentvariabler.

$X^*$ -matrisen inneholder dermed alle de eksogene variablene, pluss instrumentverdi-

estimatene av de endogene variablene. Trinn en tilsvarer 2SLS metoden, og sikrer konsistente estimat av parametrene. Kravet er oppfylt dersom de eksogene variablene ikke er korrelerte med feilleddet, men med de endogene variablene.

I trinn to brukes 2SLS estimatene fra trinn 1 til å finne konsistente estimat av feilleddene fra hver av de strukturelle ligningene ved

$$(4.15) \quad \hat{\sigma} = \frac{(y_i - X_i \hat{\delta}_i)'(y_j - X_j \hat{\delta}_j)}{T}.$$

der  $T$  er antall observasjoner i utvalget.

Trinn tre er å anvende GLS på ligningssystemet bestående av de identifiserte ligningene, ved bruk av kovariansmatrisen  $\hat{\sigma}$  av de estimerte feilleddene. Fremgangsmåten er altså EGLS (estimated Generalized Least Squares). Trinn tre er identisk til SURE, og gjør estimatene mer effisiente. Dersom kovariansmatrisen til feilleddene er *blokk-diagonal* (det vil si at korrelasjonen mellom feilledd fra ulike ligninger er null), vil 3SLS estimatoren reduseres til ”side-ved-side 2SLS”; hver ligning estimert hver for seg med 2SLS.

Siden  $Q^*$  fra etterspørsel inngår i tilbudsligningen, kan også feilleddene mellom etterspørsels- og tilbudsligningen være korrelerte. Dette er et argument for at også etterspørsel og tilbud kan estimeres i system med 3SLS. Problemet er at  $Q^*$  i en dynamisk modell blir ikke-lineær på lang sikt. Dette krever bruk av ikke-lineære estimatorer, slik som ”full information maximum likelihood” estimatoren (FIML). Disse er ofte vanskelig å få til å konvergere i denne typen strukturelle modeller.

En nødvendig, men ikke tilstrekkelig betingelse for identifisering, er at ordensbetingelsen er oppfylt.<sup>26</sup> Ordensbetingelsen er  $m_i \leq (K - k_i)$  for hver strukturelle ligning, der  $m_i$  er antall endogene høyresidevariabler i ligning  $i$ ,  $k_i$  er alle eksogene variabler i

---

<sup>26</sup> En tilstrekkelig betingelse involverer rangordenen. Se Greene (2000).

likning  $i$ , og  $K$  er antall eksogene variabler i alle strukturelle ligninger, pluss alle instrumentvariabler utenfor systemet. I tillegg må det være  $m_i$  lineært uavhengige variabler blant de eksogene variablene representert i  $(K - k_i)$ , jfr. multikollinearitet.

#### **4.4 Restriksjoner og klassifisering av variabler**

Restriksjoner kan gjøre modellen mer i tråd med økonomisk teori. Samtidig vil restriksjoner redusere antall frihetsgrader, noe som gir større varians, og dermed lavere statistisk inferens.

Vi kan pålegge betingelse om at kostnader som ikke er forbundet spesielt med visse produkter skal ha samme marginaleffekt i alle tilbudsrelasjonene. Lønnsutgiftene er ikke spesielt knyttet til enkelte produkter, slik at man kan tenke seg at en økning i lønn øker kostnadsnivået like mye for alle produktene. Men det kan være like riktig at lønn har ulik virkning. Siden både samvirkene og butikkene kan bestemme over alle prisene, kan de la enkelte varer bære kostnadsøkningen i form av høyere relativ prisøkning på enkelte varer. Ved å ikke pålegge restriksjon, holder vi muligheten åpen for at aktørene kan sette prisene på denne måten.

En vanlig restriksjon i etterspørsel- og kostnadssmodellering er homogenitet, det vil si at når prisen på alle varer og inntekt øker like mye, vil konsumentene ikke endre sammensetningen i konsumet, og produsentene ikke av innsatsvarer. Når flere ligninger estimeres samtidig, kan en restriksjon om symmetri mellom krysspriseffektene pålegges, og en tredje at summen av budsjettandelene for alle varene skal summere seg til 1. Disse siste restriksjonene er imidlertid bare vanlig å implementere i rene etterspørselssystem basert på andelsligninger, som for eksempel AIDS-modeller (Almost Ideal Demand Systems).

##### **4.4.1 Hvordan bestemmer vi instrumentvariablene?**

I 3SLS blir alle eksogene variabler automatisk brukt som instrumentvariabler. Men vi må selv avgjøre hvilke variabler som er endogene og eksogene. Om en variabel er eksogen eller

endogen avhenger av om den er korrelert med feilleddet eller ikke. Variabler som er korrelerte med feilleddene gir forventningsskjev estimat, og bør derfor behandles som endogene.

Interaksjonsvariablene  $PZ$  og  $PY$  består av både en endogen og en eksogen variabel.inntekt og pris på substituttene er eksogene variabler. Det er derfor ikke åpenbart om  $PZ$  og  $PY$  skal behandles som endogene eller eksogene.

$Q^*$  består av både endogene og eksogene variabler. I litteraturen blir  $Q^*$  klassifisert som en endogen variabel (Bresnahan, 1989).

Laggete endogene variabler dukker opp i forbindelse med den dynamiske modellen. Disse er tydelig ikke eksogene, men kan sees på som predeterminerte og dermed ikke samtidig korrelerte med feilleddet.  $IV$  estimatoren vil derfor fremdeles være konsistent når laggete endogene variabler er regressorer. Dette forutsetter imidlertid at feilleddene ikke er autokorrelerte, siden  $y_{t-1}$  og  $e_{t-1}$  da blir samtidig korrelerte.

Hausman testen kan avgjøre om det er korrelasjon mellom instrumentvariablene og feilleddene (Griffiths, 1993). Nullhypotesen ( $H_0$ ) er at det ikke er forskjell mellom en regresjon der instrumentvariablene er endogene og en regresjon der instrumentene er eksogene. Dersom nullhypotesen er sann er instrumentene ikke korrelerte med feilleddene i verken den ene eller den andre ligningen. Under nullhypotesen er estimatorene fra begge regresjoner konsistente, men den uten instrumentvariabler er den mest effisiente. Dersom  $H_0$  ikke kan forkastes, bør vi bruke estimatoren der variablene er eksogene.

Hausman testen forkaster hypotesen der  $PZ$  er eksogen.  $PZ$  bør derfor behandles som endogen. Videre viste testen at  $PY$  og de laggete endogene variablene bør være eksogene. Slik oppnår vi den mest asymptotisk effisiente estimatoren i etterspørselsligningene til meieri- og kjøttproduktene.

#### **4.5 Multikollinearitet**

Noen ganger har parameterestimaterne høy varians; det vil si lave  $t$ -verdier og tilsvarende høye standardavvik, noe som gjør at estimatene ikke blir presise. Dette betyr at

forklaringsvariablene ikke forklarer variasjonen i den avhengige variabelen. Lav varians kan oppstå i kombinasjon med høy verdi på  $R^2$ , det vil si at modellen/forklaringsvariablene har høy forklaringskraft. Dette er kjennetegnet på multikollinearitet. Årsaken er høy korrelasjon mellom forklaringsvariablene, noe som særlig oppstår når forklaringsvariablene er tidsserier som følger omtrent samme trend.

Ved multikollinearitet er estimatoren fremdeles BLUE/forventningsrett (best linear unbiased estimator). Høy varians skyldes at det er lite uavhengig variasjon igjen i de variablene som er korrelerte, og OLS prosedyren benytter kun uavhengig variasjon i forklaringsvariablene ved estimering av koeffisientestimat til en av variablene. Jo større den felles variasjonen i variablene er, jo mindre uavhengig variasjon er igjen i de korrelerte forklaringsvariablene. Lite informasjon i form av få observasjoner i datamaterialet kan også gi høy varians.

Problemet ligger i datamaterialet. En løsning kan være å skaffe bedre data. I denne analysen varierer de fleste variablene nokså likt over tid, og vi er egentlig prisgitt disse dataene, og mer data vil trolig ikke ha andre egenskaper. Men det kan være verdt å unngå visse kombinasjoner av dem som instrumentvariabler.

## 5. Resultater

I dette kapittelet presenterer jeg datamaterialet og resultatene fra den empiriske analysen. I kapittel 5.1 presenterer jeg data, i kapittel 5.2 og 5.3 de empiriske modellene til meieri- og kjøttproduktene. Resultatene fra den empiriske analysen av disse modellene gjengir jeg i kapittel 5.5, 5.6, 5.7 og 5.8.

### 5.1 *Beskrivelse av data og variabel definisjoner*

Prisdata både for meieri- og kjøttproduktene er fra Statens Institutt for Forbruksforskning (SIFO). Disse prisene inngår i rapportene ”Prismarginer for meierivarer 1983-1999” (Strand og Aas, 2000) og ”Prismarginer for kjøtt 1989-1999” (Strand og Aas, 2001). En forskjell er at merverdiavgiften ikke er inkludert i prisene i Strand og Aas (2000),(2001), mens prisene i denne rapporten er det. Kvantum og kostnadstall inngår ikke i rapportene, og har andre kilder som jeg gjør rede for senere i dette kapittelet. Vi regner ikke med svinn; kvantum er det samme for hvert av leddene. Dette er en rimelig antakelse siden butikkene kan benytte seg av returordninger for enkelte varer. For meieriprodukt er alle priser, kostnader og kvanta, så langt det er mulig, fra og med 1.kvartal 1983 til og med 1.kvartal 1999. Kjøttdata strekker seg fra 1.kvartal 1983 til 1.kvartal 1999. Variablene er kvartalsvise tidsserier.

Siden det er ønskelig å sammenligne prisene over tid, er alle priser og kostnader deflaterte med kvartalsvis konsumprisindeks fra 83-99 med 1998 som basisår.<sup>27</sup> På grunn av at konsumprisindeksen her endres hvert kvartal, vil også variabler som deflateres variere hvert kvartal, selv om noen av dem i utgangspunktet bare varierer for eksempel hvert halvår.

Kvanta og priser gjelder melk i literpakninger, ost i kilopakninger, og kilo av kjøttproduktene. Prisen på melk i fra Tine og fra detaljist er et vektet gjennomsnitt av H-melk, lett- og skummet melk. Dessuten er prisen på storfekjøtt også et gjennomsnitt; av prisene på høyrygg og bankekjøtt og flatbiff.

---

<sup>27</sup> Konsumprisindeksen er hentet fra hjemmesiden til SSB: ”Konsumprisindeksen fra 1865. 1998 = 100.”

Alle priser, kvanta og kostnader kommer fra SIFO, men har opprinnelige datakilder, som jeg gjør rede for her. Grunnen er at vi da får et inntrykk av hva slags distribusjonsskjede vi ser på, og hvilke produsenter som er med.

SIFOs datakilder for priser fra melkeprodusent til Tine, for pris fra Tine til grossist, og for pris fra Tine direkte til detaljist er fra Tines prislister. For pris fra detaljist har de brukt priser fra SSB. Se også Strand og Aas (2001). Priser, kvanta og kostnader for meieriprodukter har jeg bearbeidet videre. Årsaken er at priser og kvanta er fra ulike kilder. Detaljene om dette finnes i Appendix I.

Datakilder for kjøttprisene på slakt er fra Prisutvalget for kjøtt, som samler inn priser fra private kjøttbedrifter og Norsk Kjøtt. Prisutvalget for kjøtt ble nedlagt i 1999, og derfor ble prisene for 1999 hentet fra Norsk Kjøtt. Grossistprisene, dvs. grossistenes utsalgspris, er fra noen av de største foredlingsbedriftene, og priser fra detaljist er fra SSB.

Kvantum er fra Norsk Kjøtt og Kjøttbransjens landsforbund (KLF), der sistnevnte er en interesseorganisasjon for private kjøttbedrifter. Det vil si at etterspørselskurven som estimeres er for hele markedet for kjøttproduktene som inngår i analysen. Kostnads- og kvantumsdata inngår ikke i SIFOs marginundersøkelser. Kvantum for meieriprodukter er fra NILF for perioden 1983 – 1995, og for Tine fra 1996 – 1999.

Kostnadsvariabelen lønn i tilbudskurven til Tine er fra Tines årsregnskaper. Netto subsidiesats kommer fra SIFO. Lønnskostnader er gjennomsnittlig månedslønn for en arbeider ansatt i detaljhandel med dagligvarer, og hentet fra SSB. Vi har ikke tall for kapitalkostnader, men ”antall butikker” og ”arealstørrelse” (ACNielsen) er brukt som indikatorer på utviklingen i kapitalkostnadene. Kostnadsvariablene på detaljistleddet er dermed ikke bedriftsspesifikke, men variabler på aggregert nivå av lønn, butikkareal og butikkantall. Disse fungerer som indikatorer på hvordan kostnadene har utviklet seg over tid. Kun prisen på selve varen er nøyaktig, enten i form av råvarekostnad eller innkjøpspris.



Lønnsutgifter for bearbeidingsleddet er lønn per årsverk, og hentet fra KLF. Pris på slakt er fra Prisutvalget for kjøtt og listene ”Notering ved engrossalg” som NK utgir for kortere perioder gjennom hele året. Kostnadene på detaljnivå er de samme som brukes i analysen av meierivarer, se Appendix II.

Eksogene variabler i etterspørsel er BNP, som er indikator for inntekt, og er hentet fra SSB. Trend- og sesongvariabler er spesifikke for hvert produkt.

## **5.2 Økonometrisk modell for meieriprodukt**

Her viser jeg ligningene til hvert enkelt produkt, med de tilhørende substituttene og trendvariablene. Utgangspunktet for hver ligning er den dynamiske modellen i (4.5) og (4.6) som definert i kapittel 4.2. En statisk modell oppnås ved å ta bort de autoregressive leddene.

Jeg analyserer meieri- og kjøttproduktene i hver sine ligningssystem. Det vil si at modellen for meieriproduktene inneholder to ligninger; én for Norvegia og én for melk. Substituttene er gitt av datamaterialet; melk og Norvegia er substitutt til hverandre. Kjøttdeig, koteletter og storfekjøtt er dermed også substitutter. Det mest naturlige substituttet til melk er kanskje juice, kaffe eller te. Substitutter til Norvegia kan være andre typer oster, slik som Synnøve Gulost og Jarlsberg. Men også andre typer pålegg, som brunost, skinke, leverpostei eller syltetøy kan være alternativ for mange. Priser for slike substitutt er ikke lett tilgjengelige for de distribusjonsnivåene vi ser på. Melk og Norvegia virker umiddelbart ikke som naturlige substitutt. Man kan imidlertid argumentere for at mange vurderer ost som en alternativ kalsiumkilde i stedet for melk.

Meieri- og kjøttprodukter finnes i samme (dagligvare)marked, og derfor kan feilleddene til ligningene være korrelerte, som forklart i avsnitt 4.3. Dette kan utnyttes ved å estimere alle produkter i samme system. Ved å estimere dem hver for seg, antar jeg separabilitet i konsum av kjøtt- og meieriprodukter. Separabilitet er at konsumet kan deles inn i grupper som utgiftsmessig ikke er avhengig av hverandre, men at produktene innad i en gruppe kan være utgiftsmessig avhengig av hverandre. Det vil si at konsumentene ikke setter

kjøtt- og meieriprodukter opp mot hverandre når de vurderer kjøp av dem, fordi kjøtt- og meieriprodukter tilhører hver sin ”utgiftspost”. Man kan tenke seg at konsumentene først bestemmer hvor stor del av utgiftene de vil bruke på kjøtt, og så på meieriprodukter. Deretter bestemmer konsumentene hvor mye de vil konsumere av for eksempel melk, gitt prisene på ulike meieriprodukter og den totale utgiftsposten til meieriprodukter.

Markedsmaktkoeffisienten ( $\lambda$ ) kan identifiseres når  $Q$  og  $Q^*$  i etterspørsel ikke er korrelerte. Dette betinger at variablene som inngår i interaksjonsvariablene ikke er separerbare. For at etterspørselen etter meieriprodukter skal være avhengig av priser på andre meieriprodukter, må etterspørsel ikke være separerbar i etterspørselen etter meieriprodukter. Tilsvarende må etterspørsel etter kjøttvarer ikke være separerbar i etterspørselen av kjøttprodukter. Dette reflekteres i interaksjonsleddet  $PZ$ .

Konsumet av melk og Norvegia er preget av sesongvariasjon og trender (figur 2.2). Derfor inkluderer jeg sesongdummyer  $S$  i etterspørselsligningene. I tillegg inkluderer jeg en trendvariabel  $X$  i hver av ligningene. I ligningen for melk er  $X$  ”antall barn under 17 år”. Dersom det er en trend at vi drikker mindre melk, kan barn under 17 år være en mulig indikatorgruppe, siden barn har et mer konstant konsum av melk enn andre aldersgrupper. I ligningen for Norvegia er  $X$  en lineær trendvariabel.

Modellen nedenfor gir alle kortsiktige estimat direkte, mens de langsiktige kan regnes ut. Med en ”partial adjustment” spesifikasjon, er etterspørsel og pris i periode  $t$  avhengig av henholdsvis etterspørsel og pris i tidligere perioder, i tillegg til forklaringsvariablene fra den statiske modellen. Etterspørselsligningen for melk og Norvegia defineres som

$$(5.1) \quad Q_{it} = \alpha_{i,0} + \sum_{k=1}^k \gamma_i Q_{i,t-k} + \sum_{s=1}^3 S_s + \alpha_{i,P} P_{it} + \alpha_{i,Z} Z_{it} + \alpha_{i,PZ} P_{it} Z_{it} + \alpha_{i,Y} Y_{it} + \alpha_{i,PY} P_{it} Y_{it} + \alpha_{i,X} X_{it} + e_{it}$$

der  $\gamma_i$  er effekten av  $Q_{t-k}$  på  $Q_t$ .

der

$s$  = antall sesongdummyer (her lik 3).

$i$  = produkt som er avhengig variabel: melk, Norge.

$t = 1, \dots, T$ , der  $T = 65$ , fra 1. kvartal 1983 – til 1. kvartal 1999.

$j$  = substitutt til avhengig variabel.

$k$  = antall lag.

Også tilbudsligningen kan spesifiseres på ”partial adjustment” form:

$$(5.2) \quad P_{it} = \beta_{i,0} + \sum_{k=1}^k \delta_i P_{i,t-k} + \beta_{i,Q} Q_{it} + \lambda_i Q_{it}^{*statisk} + \sum_{i=1}^n \beta_{i,W_v} W_{tv} + \varepsilon_{it}$$

der  $Q_{it}^{*} = Q_{it} / (\alpha_{i,P} + \alpha_{i,PZ} Z_{jt} + \alpha_{i,PY} Y_{it})$ . Prisene er ikke preget av sesongvariasjon – sesongdummyer er derfor ikke nødvendige her.

Modellen estimeres både for foredlingsleddet, og for detaljistleddet. Kostnadsskiftene i  $Wk$  og instrumentvariablene er forskjellige i ligningen for Tine og for detaljistene:

$Wk^{detaljnistnivå} = \text{innkjøpspris, lønn og antall butikker.}$

$Wk^{Tine} = \text{råvarepris, lønn og nettosubsidiesats.}$

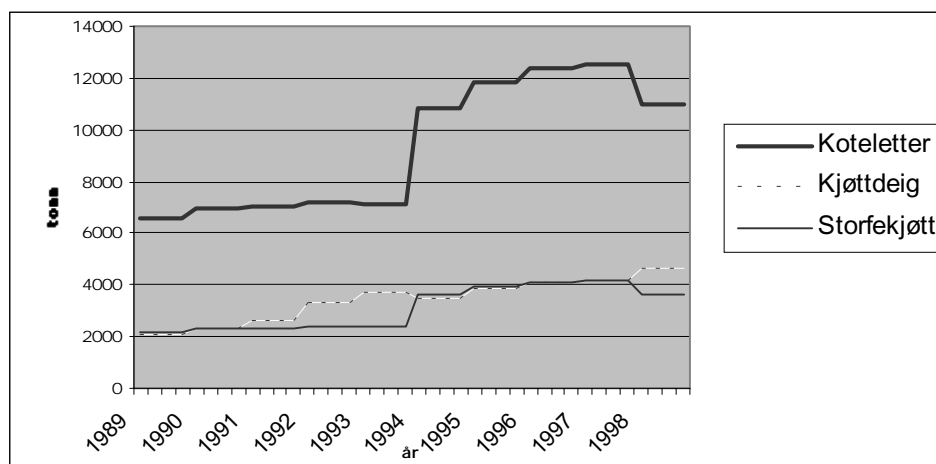
For detaljistenes etterspørselsligning er instrumentvariablene lønn, antall butikker, areal, innkjøpspris på melk og Norge. I tilbudsligningen er instrumentvariablene antall barn i alderen 0 – 17 år, en trendvariabel fra ligningen for Norge og den eksogene befolkningsvariabelen.

I etterspørselsligningen for Tine er instrumentvariablene lønn, råvarekostnad og netto subsidiesats for både melk og Norge. I tilbudsligningen er disse antall barn i alderen 0 – 17 år, og trendvariabelen fra ligningen for Norge. Både etterspørsels- og tilbudsligningen tilfredsstiller ordensbetingelsene, og er dermed identifisert.

Råvarekostnaden er Tines overskudd, og vil derfor avhenge av lønnsomheten i Tine. Siden Tine er et nullforetak vil det aldri bli overskudd i tradisjonell bedriftsøkonomisk forstand. Men siden Tine krysssubsidierer vil prisen på blant annet melk og ost være høyere enn de marginale kostnadene, selv når råvarekostnaden er inkludert i  $MC$ , som forklart i avsnitt 2.5. Vi kan derfor vente markedsmakt for melk og Norgeia.

### 5.3 Økonometrisk modell for kjøttprodukter

Som for meierimodellen, viser jeg en dynamisk modell; ved å ta bort de autoregressive leddene blir modellen statisk. Kvantumstallene for både koteletter, kjøttdeig og storfekjøtt er på årsbasis. Sesongdummyer er derfor utelatt her. Figur 5.1 viser imidlertid at konsumet av både koteletter, kjøttdeig og storfekjøtt øker. I tillegg økte konsumet av koteletter og storfekjøtt dramatisk fra 1993 til 1994. Vi vet ikke om dette skyldes en datafeil eller om konsumet faktisk økte så mye. En befolkningsvariabel er brukt for å fange opp trenden i konsumet for alle kjøttproduktene, og en dummy tillater skift i etterspørsel etter koteletter og storfekjøtt. (Skiftet i konsumet kan ikke forklares av de øvrige forklaringsvariablene, og ivaretas derfor av skiftdummyer  $D$ . Dersom dette ikke tas hensyn til, blir de andre parameterestimaterne forventningsskjevne. Strukturelle skift kan også fremstå som dynamikk.)



**Figur 5.1. Kvantum av koteletter, kjøttdeig og storfekjøtt.** Kilde: Norsk Kjøtt og Kjøttbransjens Landsforbund (KLF).

For kjøttproduktene kan etterspørselsligningen skrives som

$$(5.3) \quad Q_{it} = \alpha_{i,0} + \sum_{k=1}^k \gamma_i Q_{i,t-k} + \sum_{s=1}^3 S_s + \alpha_{i,P} P_{it} + \sum_{j \neq i}^j \alpha_{i,Z} Z_{it} + \sum_{j \neq i}^j \alpha_{i,PZ} P_{it} Z_{jt} + \alpha_{i,Y} Y_{it} + \alpha_{i,PY} P_{it} Y_{it} \\ + \alpha_{i,D} D_i + \sum_r \alpha_{i,X} X_{it} + e_{it}$$

der

$s$  = antall sesongdummyer (her lik 3).

$i$  = produkt som er avhengig variabel: koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt.

$t = 1, \dots, T$ , der  $T = 44$ , fra 1.kvartal 1989 til 4.kvartal 1998.

$j$  = substitutt til avhengig variabel.

Tilbudsrelasjonen for kjøttproduktene er

$$(5.4) \quad P_{it} = \beta_{i,0} + \sum_k \delta_i Q_{i,t-k} + \lambda_i Q_{it} * + \sum_{k=1}^k \beta_{i,W_v} W_{v_{it}} + \varepsilon_{it}$$

Her er  $W_k^{\text{foredlingsnivå}}$  = råvarepris, lønn.

$W_k^{\text{detaljistnivå}}$  = innkjøpspris, lønn og antall butikker på detaljistleddet. Råvarepris, innkjøpspris og lønnsutgifter er faktiske kostnader for aktørene på begge nivå, mens ”antall butikker” er indikatorer på utviklingen i kapitalkostnadene.

I etterspørselsligningen på foredlingsleddet er instrumentvariablene lønn og råvarekostnad for koteletter, kjøttdeig og storfekjøtt. I tilbudsligningen er dette trendvariabelen og befolkningsvariabelen fra etterspørselsligningene.

For detaljistleddet er instrumentvariabler i etterspørselen innkjøpspriser på koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt, pluss lønn og antall butikker. I tilbudsligningen er befolknings- og trendvariabel fra etterspørsel instrumenter. Både etterspørsels- og tilbudsligningen tilfredsstiller ordensbetingelsene, og er dermed identifisert.

#### **5.4 Kriterier for valg av modell**

Alle resultatene fra analysen finnes i Appendix II. Tabell 5.2 - 5.5 gir imidlertid oversikt over estimatene av elastisiteter og markedsaktivitetsvariabler, siden disse har direkte betydning for problemstillingen. Avsnitt 5.5 og 5.6 gir en oversikt over resultatene for meieriproduktene, og avsnitt 5.7 og 5.8 for kjøttproduktene.

Analysemetoden er å estimere etterspørselen først, så sette sammen markedsaktivitetsvariabelen ( $Q^*$ ) av estimat fra etterspørsel, for deretter å benytte denne i estimering av tilbudsrelasjonen. For å si noe om markedsaktivitet, bør modellen være riktig spesifisert og predikere fornuftige resultater. Derfor er vi avhengige av at etterspørselen er mest mulig statistisk korrekt beskrevet, samtidig som resultatene er i henhold til økonomisk teori. Noen indikatorer på at resultatene er fornuftige er etterspørselstettheter,  $R^2$  som gir et mål på modellens forklaringskraft, og autokorrelasjonstesten som sier noe om mulig dynamisk feilspesifisering. Det tas derfor utgangspunkt i den av modellene, enten den statiske eller den dynamiske, som gir de beste resultatene.

For å ha en formening om hva etterspørsel bør være, kan en ta utgangspunkt i økonomisk teori eller tidligere undersøkelser. Fra økonomisk teori venter vi en fallende etterspørselskurve. Hvor fallende den er avhenger av etterspørselstettheten til hvert produkt.

Vi forventer at konsumet av produktene i denne analysen er relativt konstant, siden vi normalt ikke konsumerer mat ubegrenset, og fordi melk, ost og kjøtt samtidig er viktige deler av kostholdet. Etterspørselen vil under normale omstendigheter reagere lite på prisøkninger (uelastisk). Antallet nære substitutter vil kunne påvirke graden av prissensitivitet. Etterspørselen til varer som reagerer lite på inntektsøkninger, er såkalte nødvendighetsgoder. En vare er derimot et luksusgode dersom etterspørselen øker mye med økende inntekt. Varene i denne rapporten bærer preg av både å være nødvendighetsgoder og å reagere lite på prisøkninger. Unntaket er kanskje storfekjøtt som normalt sett regnes som en luksusvare.

Tidligere empiriske undersøkelser kan indikere hva slags type goder meieri- og kjøttprodukter er. Alle studiene finner at etterspørselen etter melk og ost er uelastisk. Når tilstrekkelig mange studier peker i samme retning, kan vi kanskje få et inntrykk av hvordan etterspørselen etter varene er, og hva vi kan forvente av denne analysen.

**Tabell 5.1. Egenpriselasititeter fra tidligere undersøkelser for kjøtt og meieriprodukter.**

Forfatter	Melk og fløte	Ost	Storfe kjøtt	Svine kjøtt	Kjøtt	Land som undersøkelsen er utført i
Rickertsen (1997)	-0,27/0,54	-0,81/0,84			-0,72/0,86	Norge
Xepapadeas og Habib (1995)	-0,92/ -	-0,52/ -				Spania
Heien og Wessels (1988)	-0,63/0,77	-0,52/1,01			-0,51/1,08	USA
Karagiannis et al. (2000)			-2,28/1,97 <sup>1</sup>	-1,52/0,93 <sup>1</sup>		Hellas
Eales (1996)			-0,81/0,98 <sup>1</sup>	-0,86/1,27 <sup>1</sup>		Canada

Det første tallet er egenpriselasititet, og det andre er inntektselasititet. <sup>1</sup>Langsiktige elastisiteter.

Alle de nevnte undersøkelsene reflekterer etterspørsel fra forbrukerne, mens jeg også finner elastisiteter som reflekterer etterspørsel fra detaljister og grossister ovenfor forhandlingsleddet.

## 5.5 Resultater for etterspørselssiden til meieriproduktene

Tabell 5.2 og 5.3 viser elastisiteter og markedsmaktkoeffisienter for henholdsvis foredlings- og detaljistnivået. Tabellene viser resultater fra både statiske og dynamiske modeller, der den dynamiske modellen har estimat på kort og lang sikt. Forklaringskraften er god i alle modellene, men standardavvikene er jevnt over høye, noe som kan tilskrives multikollinearitet. Autokorrelasjon er et betydelig mindre problem i den dynamiske enn i den statiske modellen. Dette gjelder både foredlings- og detaljistnivået. Derfor forkaster jeg den statiske modellen, og konsentrerer meg om den dynamiske etterspørselssiden.

Egenpriselasititetene til både melk og Norvegia er negative i alle modeller. Etterspørselskurvene er dermed fallende. Egenpriseffekten er  $\partial Q / \partial P = \alpha_P + \alpha_{PZ}Z + \alpha_{PY}Y$  og

varierer over tid, siden  $Z$ ,  $P$  og  $Y$  varierer over tid. Egenpriselastisiteten er et gjennomsnitt over tid av marginaleffektene. Siden egenpriselastisitetene fra tabell 5.2 og 5.3 er negative, tyder dette på fallende etterspørselskurver i gjennomsnitt.<sup>28</sup>

Lang sikt er fire perioder både for melk og Norge på foredlingsnivået, noe vi ser av tabell 1 i Appendix II. Det vil si at det tar ett år før tidligere hendelser opphører å påvirke dagens konsum. De langsiktige elastisitetene er større enn de kortsiktige.

På kort sikt på foredlingsleddet synes melk å være et nødvendighetsgode med uelastisk etterspørsel. På lang sikt er egenpris- og inntektselastisitetene elastiske. Dette tyder på at melk er et luksusgode, noe som er lite trolig. En forklaring kan være at inntekt har plukket opp en trendeffekt som trendvariabelen barn 0 – 17 år ikke har plukket opp. Elastisitetene på lang sikt opphører imidlertid å være signifikant forskjellig fra null.

Etterspørsels- og inntektselastisitetene tyder på at Norge er et nødvendighetsgode med tilnærmet enhetselastisk etterspørsel. På lang sikt er Norge fremdeles et nødvendighetsgode, men med elastisk etterspørsel.

På detaljistleddet er lang sikt et lag for melk og fire for Norge, og alle estimatene er positive, slik at de kortsiktige elastisitetene blir større på lang sikt. Melk og Norge er nødvendighetsgoder med uelastisk etterspørsel, både på kort og lang sikt.

Tendensen er at etterspørselen etter Norge er mer elastisk enn for melk. Egenpriselastisitetene er også mer elastisk på foredlingsnivå enn på detaljistnivå. Årsaken kan være at detaljistene har vanskeligere for å endre etterspørsel enn det forbrukerne har. Detaljistene må sørge for å ha et stabilt innkjøpsmønster på kort sikt, noe som kan gjøre at de er mer bundet av vaner. Detaljistene kan ikke være sikre på om konsumentenes endring i etterspørsel på kort sikt er permanent eller ikke, slik at detaljisten først på lang sikt kan endre sine vaner.

---

<sup>28</sup> For noen produkter har  $\alpha_P$  positivt fortegn. At egenpriselastisiteten likevel er negativ tyder på at interaksjonsleddene  $\alpha_{PZ}$  og  $\alpha_{PY}$  dominerer. Disse koeffisientene er imidlertid usignifikante.



Alle krysspriselasitetene på begge nivå er negative, noe som tyder på at melk og Norvegia er komplementære goder. Et argument er at melk og ost tradisjonelt har vært viktige i det norske kostholdet. Siden krysspriselasitetene ikke er signifikante, kan man alternativt argumentere for at melk og Norvegia verken er substitutter eller komplementer.

Inntrykket er at melk er et nødvendighetsgode med uelastisk etterspørsel, både på kort og lang sikt. Dette er egenskaper som henger sammen; produktene er nødvendighetsgoder både fordi vi "må" ha dem (prisendringer har relativt liten betydning), og fordi vi øker etterspørselen relativt lite ved en inntektsøkning. På foredlingsnivå er det bare melk på kort sikt som har disse egenskapene. På lang sikt blir etterspørselen etter melk både pris- og inntektselastisk. Norvegia har elastisk etterspørsel, men er like fullt et nødvendighetsgode.

**Tabell 5.2. Etterspørselastisiteter og markedsaktiviteter for meierprodukt på foredlingsnivå (Tine).**

<b>Elastisiteter</b> <i>i = avhengig variabel (melk, Norvegia)</i> <i>Z= substitutprist (melk, Norvegia)</i>	STATISK MODELL		DYNAMISK MODELL			
	Melk	Norvegia	Melk		Norvegia	
			Kort sikt	Lang sikt <sup>1</sup>	Kort sikt	Lang sikt <sup>1</sup>
<b>Egenpriselasitet</b> $\varepsilon_{i,P}$	-0,525** (4,59)	-1,722* (20,12)	-0,275** (5,10)	-1,223 (1,93)	-1,079* (12,06)	-1,462* (12,13)
<b>Krysspriselasitet</b> $\varepsilon_{i,PZ}$	-0,590* (10,79)	-0,569 (2,60)	-0,271* (8,28)	-1,204*** (3,04)	-0,283 (0,83)	-0,383 (0,79)
<b>Inntektseffekt</b> $\eta_{i,Y}$	1,133* (8,45)	0,412 (1,45)	0,606* (10,11)	2,697 (2,40)	0,38 (1,68)	0,524 (1,72)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,70	0,63	0,91		0,76	
<b>Q statistikk lag_1</b>	35,85*	1,06	0,19		0,26	
<b>Q statistikk lag_4</b>	59,61*	5,92	2,04		5,80	
$\lambda_i$						
<b>Fra 01.83 – til 01.99</b> $\lambda_i$	0,0004 (0,0005)	<b>-0,002**</b> (0,001)	0,0003 (0,0003)	0,002 <sup>1</sup> (0,85)	<b>-0,0008</b> (0,001)	<b>-0,002<sup>1</sup></b> (0,46)
<b>Fra 01.83 – til 04.86</b> $\lambda_i$	<b>-0,003</b> (0,007)	<b>-0,0003</b> (0,001)	<b>-0,0005</b> (0,007)	<b>-0,004<sup>1</sup></b> (0,01)	<b>0,011</b> (0,016)	<b>0,038<sup>1</sup></b> (0,38)
<b>Fra 03.96 – til 01.99</b> $\lambda_i$	0,001 (0,020)	0,021 (0,020)	0,013 (0,046)	0,09 <sup>1</sup> (0,08)	<b>-0,131</b> (0,119)	<b>-0,438<sup>1</sup></b> (0,84)

\*signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå.  $\chi^2$ -verdi i parentes for alle

estimat, unntatt grått område hvor standardavvik er i parentes. <sup>1</sup>  $\varepsilon_i^{lang\ sikt} = \frac{\varepsilon^{(kort)}}{(1-\gamma)}$ .

<sup>1</sup>I tilbudslikningen er lang sikt = langsiktig etterspørsel og langsiktig tilbud.  $\lambda_i^{lang\ sikt} = \frac{\lambda_i^{(kort)}}{(1-\delta)(1-\gamma)}$ .

**Tabell 5.3. Etterspørselselastisiteter og Markedsmaktvariabel for meieriprodukt på detaljistnivå.**

Elastisiteter og Markedsmakt-variabel $\lambda_i$  <i>i = avhengig variabel (melk, Norvegia)</i> <i>Z = substituttpris (melk, Norvegia)</i>	STATISK MODELL		DYNAMISK MODELL			
	Melk	Norvegia	Melk		Norvegia	
			Kort sikt	Lang sikt	Kort sikt	Lang sikt
<b>Egenpriselastisitet</b> $\varepsilon_{i,P}$	-0,66* (15,79)	-0,76 (0,00)	-0,49* (11,53)	-0,91* (11,37)	-0,62** (4,41)	-0,74** (4,91)
<b>Krysspriselastisitet</b> $\varepsilon_{i,PZ}$	-0,20 (1,99)	-0,75** (4,98)	-0,14 (1,48)	-0,27 (1,43)	-0,72** (4,63)	-0,86** (4,32)
<b>Inntektseffekt</b> $\eta_{i,Y}$	0,47* (10,52)	0,10 (0,38)	0,43* (13,63)	0,82* (9,88)	0,09 (0,29)	0,10 (0,30)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,84	0,82	0,90		0,82	
<b>Q statistikk lag_1</b>	13,19*	0,79	0,08		0,24	
<b>Q statistikk lag_4</b>	16,70*	16,45*	2,79		8,54***	
$\lambda_i$						
<b>Fra 01.83 – til 01.99</b> $\lambda_i$	0,0004 (0,0005)	<b>-0,002**</b> (0,001)	0,00008 (0,0001)	0,0002 <sup>1</sup> (0,53)	<b>-0,00004</b> (0,00007)	<b>-0,0001<sup>1</sup></b> (0,29)
<b>Fra 01.83 – til 04.86</b> $\lambda_i$	<b>-0,003</b> (0,007)	<b>-0,0003</b> (0,001)	<b>-0,003</b> (0,004)	<b>-0,007<sup>1</sup></b> (0,64)	<b>-0,001</b> (0,0007)	<b>-0,002***<sup>1</sup></b> (2,98)
<b>Fra 03.96 – til 01.99</b> $\lambda_i$	0,001 (0,020)	0,021 (0,020)	0,001 (0,013)	0,002 <sup>1</sup> (0,00)	<b>-0,024</b> (0,018)	<b>-0,048<sup>1</sup></b> (1,49)

\*signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå.  $\chi^2$ -verdi i parentes for alle

estimat, unntatt grått område hvor standardavvik er i parentes.  ${}^1 \varepsilon_i^{lang\ sikt} = \frac{\varepsilon^{(kort)}}{(1-\gamma)}$ .

<sup>1</sup>I tilbudslikningen er lang sikt = langsiktig etterspørsel og langsiktig tilbud.  $\lambda_i^{lang\ sikt} = \frac{\lambda_i^{(kort)}}{(1-\delta)(1-\gamma)}$ .

## **5.6 Resultater fra tilbudssiden for meieriprodukter**

$\lambda$  er koeffisienten til  $Q^*$ , som er sammensatt av komponenter fra etterspørselssiden. Vi ønsker å se om det er forskjell i markedspekt sent og tidlig i perioden. Det finnes ytterligere en god grunn til å dele variabelen ved tredje kvartal 1996; på dette tidspunktet startet Synnøve Finden salg av Synnøve Gulost. Derfor ble  $Q^*$  delt, slik at kun de 16 første og siste observasjonene dannet to variabler. Tabellene 5.2 og 5.3 viser modeller både med hel og oppsplittet  $Q^*$ .

Markedspektvariabelen ble delt opp med hjelp av dummyer:

- Dummy 1: fra og med første kvartal 1983 til og med fjerde kvartal 1986.
- Dummy 2: fra og med tredje kvartal 1996 til og med første kvartal 1999 for detaljistene, til og med fjerde kvartal 1999 for Tine. For Tine innebærer dette 14 observasjoner, men for detaljistene er dette 11 på grunn av kortere datasett.

Både statisk og dynamisk modell med  $Q^*$  for hele perioden og oppsplittet  $Q^*$  ble prøvd. Jeg kommenterer bare den dynamiske modellen.

### **5.6.1 Tilbudssiden til Tine**

Forklaringskraften er god både i modellen der  $Q^*$  er splittet opp, og der den ikke er splittet opp. Autokorrelasjon kan ikke forkastes for 4. orden i ligningen for Norvegia. Tallverdiene til de fleste markedspektkoeffisientene ( $\lambda$ ) er tilnærmet null, i tillegg til å ikke være signifikant forskjellig fra null. Unntaket er  $\lambda$  for Norvegia i siste periode i modell der  $Q^*$  er splittet opp.  $\lambda$  er her  $-0,131$  på kort sikt, og  $-0,438$  på lang sikt. Selv disse resultatene er imidlertid heller ikke signifikant forskjellig fra null.

### **5.6.2 Tilbudssiden til detaljistene**

Forklaringskraften er god både i modellen der  $Q^*$  er splittet opp, og der den ikke er splittet opp. Autokorrelasjon kan imidlertid være et problem for melk, men ikke for Norvegia. Fra

tabell 5.2 har heller ikke detaljistene markedsrett.  $\lambda$  for detaljistene er, i likhet med  $\lambda$  for Tine, tilnærmet lik null. Det eneste signifikante resultatet er i 1. periode på lang sikt for Norge.  $\lambda$  er her  $-0,002$ , altså også tilnærmet lik null. En høyere tallverdi for  $\lambda$  gjentar seg imidlertid for Norge i modell der  $Q^*$  er oppsplittet. På kort sikt er  $\lambda$  lik  $-0,024$ , og på lang sikt lik  $-0,048$ , men resultatene er ikke signifikant forskjellig fra null. Direkte fortolket skulle dette tilsi at detaljistene har lavere markedsrett enn Tine.

### **5.6.3 Oppsummering for meieriprodukter**

Det er ikke mulig å påvise markedsrett for melk og Norge ut i fra denne analysen. Vi venter at  $\lambda$  skal ligge i intervallet fra  $-1$  til  $0$ . Modellens mål på markedsrett,  $\lambda$ , er for de fleste produktene null. Estimaten er ofte nær null og ikke signifikante, slik at en i alle tilfelle må konkludere med at det ikke er noe markedsrett for melk for verken Tine eller detaljistene. Detaljistene og Tine har noe markedsrett i siste periode for Norge, selv om ingen av resultatene, verken på kort eller lang sikt, er signifikante.

Ut i fra den krysssubsidiering som skjer på foredlingsnivå, er det ventet at Tines pris på melk og Norge skal være høyere enn grensekostnaden. At detaljistene ikke har markedsrett på melk og Norge er ikke urimelig, da alle detaljister fører både melk og Norge slik at det kan være konkurranse på disse produktene.

Dersom vi tolker resultatet for Norge i siste periode, selv om det ikke er signifikant, finner vi et paradoks; Man skulle vente at Tine og detaljistene ville sette ned prisen på Norge etter at Synnøve Gulost kom på markedet, men prisen har tvert i mot økt. Forklaringen kan være at både Tine og detaljistene utnytter merkeeffekten på Norge, ved å øke prisen og bare selge til den delen av markedet som "må" ha Norge. Dette kan tolkes som at Tine utnytter forbrukernes merkeloyalitet (Klemperer, 1987).

## 5.7 Resultater for etterspørselssiden for kjøttproduktene

Tabell 5.4 og 5.5 viser elastisitetene og markedscoeffisientene fra analysen av kjøttprodukter for henholdsvis detaljist- og bearbeidingsleddet, både for statisk og dynamisk modell. Tabellene viser at elastisitetene i den statiske modellen enkelte ganger har svært avvikende verdier i forhold til hva vi forventer. Derfor vil jeg konsentrere meg om den dynamiske modellen.

Egenpriselastisiteten for koteletter og storfekjøtt i den dynamiske modellen på detaljist- og foredlingsnivå er negative, slik at etterspørselskurvene for disse er fallende. På foredlingsnivået er etterspørselen etter koteletter uelastisk på kort sikt, men svært elastisk på lang sikt. Inntektseffekten tyder på at koteletter er et nødvendighetsgode på kort sikt, men luksusgode på lang sikt. Elastisiteten på lang sikt fremkommer ved å bruke de langsiktige marginaleffektene. Størrelsen på  $\sum \gamma$  avgjør om marginaleffektene på lang sikt er større eller mindre enn på kort sikt. For koteletter er  $\sum \gamma = 0,958$ . De langsiktige marginaleffektene fremkommer ved å dividere med  $1 - \sum \gamma$ , som blir 0,042, og forklarer at de langsiktige elastisitetene for koteletter er betydelig høyere enn de kortsiktige. Lang sikt er to år. Egenpriselastisiteten opphører å være signifikant på lang sikt. Dette er merkelig siden estimatet  $\gamma$  er signifikant på 1% nivå. Forklaringen kan være at kovariansen mellom  $\gamma$  og ” $\beta$ ” er høy.

På detaljistnivået er egenpriselastisiteten for koteletter på kort og lang sikt mindre enn |1|, slik at etterspørselen er uelastisk. Inntektseffekten tyder på at koteletter er et nødvendighetsgode på kort sikt, og et luksusgode på lang sikt, i likhet med inntektseffekten på foredlingsnivået.

Kjøttdeig har positiv egenpriselastisitet, både på foredlings- og detaljistnivå, slik at etterspørselskurven er stigende. Dette indikerer at kjøttdeig i ytterste konsekvens er et Giffengode. Det er lite trolig at etterspørselen etter nettopp kjøttdeig tilfredsstiller kravene til

et Giffengode. Elastisiteten er imidlertid ikke signifikant forskjellig fra null, noe som kan tyde på at etterspørselen etter kjøttdeig ikke reagerer på prisendringer. Dette virker som et mer rimelig resultat dersom vi ser dette sammen med inntektseffektene på både foredlings- og detaljistnivået, som tyder på at kjøttdeig er et mindreverdige gode. I tillegg avtar effektene på lang sikt, som her er to år. På detaljistleddet er  $\gamma = -1,462$ , og  $1 - \gamma$  er da 2,462. Det vil si at de langsiktige etterspørsels-, substitusjons- og inntektselastisitetene er lavere enn de kortsiktige. Dette er såkalt "overshooting". Etterspørselen er altså mindre følsom for prisendring på lang sikt, og konsumentene vil heller ikke substituere seg vekk i samme grad som på kort sikt. Samtidig vil etterspørsel reagere mindre på inntektsøkninger på lang sikt, noe som indikerer at etterspørsel etter kjøttdeig er et mer mindreverdige gode på lang sikt.

Etterspørselen etter storfekjøtt er fallende, uelastisk på kort sikt og elastisk på lang sikt, både på foredlings- og detaljistnivået, men estimatene er ikke signifikante. Lang sikt er ett år, og de langsiktige elastisitetene er høyere enn de kortsiktige. På foredlingsleddet har storfekjøtt inntektselastisk etterspørsel på både kort og lang sikt. På detaljistleddet er storfekjøtt et nødvendighetsgode på kort sikt, og luksusgode på lang sikt.

Krysspriselastisitetene har samme fortegn både på detaljist- og foredlingsnivået. Koteletter er et komplement til kjøttdeig og storfekjøtt. Storfekjøtt er også et komplement til koteletter. Storfekjøtt og koteletter er dermed gjensidige komplementariteter til hverandre. Kjøttdeig er et substitutt til både koteletter og storfekjøtt, og motsatt er storfekjøtt et substitutt til kjøttdeig. Krysspriselastisitetene er asymmetriske, noe som kan oppstå siden symmetri ikke er noen restriksjon. Da tillater vi at vurderingene som konsumentene gjør med hensyn på alternative varer ved kjøp av storfekjøtt, ikke er de samme som ved kjøp av kjøttdeig. Dette kan skyldes at konsumentene er ute i ulike ærender; til hverdagsmat ønsker de billige kjøttprodukter, til helgemat ønsker de dyrere kjøttprodukter.

**Tabell 5.4. Etterspørselstetisiteter og markedsmaktestimat for kjøtt på foredlingsnivå.**

Elastisiteter og Markedsmaktsvariabel $\lambda_i$  i = avhengig variabel (koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt) Z = substituttpris (koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt)	STATISK MODELL			DYNAMISK MODELL					
	Koteletter	Kjøttdeig	Storfekjøtt	Koteletter		Kjøttdeig		Storfekjøtt	
				Kort sikt	Lang sikt	Kort sikt	Lang sikt	Kort sikt	Lang sikt
<b>Egenpriselasitet</b> $\varepsilon_{i,P}$	1,149*** (3,04)	-0,022 (0,01)	-10,513 (1,29)	-0,211** (4,62)	-5,057 (0,12)	0,138 (0,77)	0,066 (0,89)	-0,533 (2,61)	-1,500 (1,49)
<b>Krysspriselasitet</b> $\varepsilon_{i,Z}$ Z = koteletter	-	-0,593** (5,09)	-12,541 (1,56)	-	-	-0,936* (48,46)	-0,452* (14,28)	-0,112 (0,24)	-1,313 (0,24)
<b>Krysspriselasitet</b> $\varepsilon_{i,Z}$ Z=kjøttdeig	-1,377* (17,12)	-	1,299 (0,54)	0,323* (12,97)	7,745 (0,11)	-	-	0,630* (7,38)	1,772*** (3,43)
<b>Krysspriselasitet</b> $\varepsilon_{i,Z}$ Z = storfekjøtt	-0,029 (0,02)	0,156 (0,33)	-	-0,047 (0,08)	-1,138 (0,04)	0,823** (5,94)	0,397*** (3,11)	-	-
<b>Inntektseffekt</b> $\eta_{i,Y}$	3,022** (5,92)	-1,957* (8,67)	-17,526 (1,31)	0,144 (0,19)	3,452 (0,15)	-1,009 (1,29)	-0,487 (0,89)	1,852* (36,13)	5,208* (12,97)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,97	0,97	-6,50	0,999		0,992		0,993	
<b>Q statistikk lag_1</b>	0,33	0,01	0,03	0,001		0,19		3,25***	
<b>Q statistikk lag_4</b>	5,57	9,20***	9,22***	6,52		6,64		4,01	
$\lambda$									
<b>Fra 01.89 – til 01.99</b> $\lambda_i$	-0,12** (0,006)	0,009*** (0,005)	0,124*** (0,069)	0,001 (0,001)	0,008 <sup>1</sup> (2,21)	-0,0005 (0,001)	-0,0007 <sup>1</sup> (0,27)	0,001 (0,001)	0,007 <sup>1</sup> (0,53)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,907	0,919	0,555	0,967		0,979		0,875	
<b>Q statistikk lag_1</b>	2,04	1,41	0,34	0,36		0,53		3,48***	
<b>Q statistikk lag_4</b>	3,31	6,11	2,58	2,68		1,10		5,26	

\*signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå.

$\chi^2$  -verdi i parantes for alle estimat, unntatt grått område hvor standardavvik er i parantes.

$$^1 \varepsilon^{lang\ sikt} = \frac{\varepsilon^{(kort)}}{(1-\gamma)}.$$

$$^1 \text{I tilbudslikningen er lang sikt = langsiktig etterspørsel og langsiktig tilbud. } \lambda^{lang\ sikt} = \frac{\lambda_i^{(kort)}}{(1-\delta)(1-\gamma)}.$$



**Tabell 5.5. Etterspørselselastisiteter og markedsmaktestimat for kjøttprodukter på detaljnivå.**

<b>Elastisiteter og Markedsmakt-variabel <math>\lambda_i</math></b>  <i>i = avhengig variabel (koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt)</i> <i>Z = substituttpris (koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt)</i>	STATISK MODELL			DYNAMISK MODELL					
	Koteletter	Kjøttdeig	Storfekjøtt	Koteletter		Kjøttdeig		Storfekjøtt	
				Kort sikt	Lang sikt	Kort sikt	Lang sikt	Kort sikt	Lang sikt
<b>Egenpriselastisitet</b> $\epsilon_{i,P}$	-2,138* (8,01)	-0,71*** (0,01)	0,775 (1,22)	-0,559* (10,47)	-0,979** (5,88)	0,249 (0,41)	0,097 (0,45)	-0,483 (2,41)	-1,204 (2,18)
<i>Krysspriselastisitet</i> $\epsilon_{i,Z}$ Z = koteletter	-	-1,147** (4,73)	-2,855* (15,50)	-	-	-1,208* (15,38)	-0,472* (11,11)	-0,429** (5,65)	-1,066* (5,35)
<i>Krysspriselastisitet</i> $\epsilon_{i,Z}$ Z=kjøttdeig	-1,954** (5,01)	-	0,20 (0,19)	0,415** (5,64)	0,727*** (3,42)	-	-	0,371** (4,63)	0,925*** (3,58)
<i>Krysspriselastisitet</i> $\epsilon_{i,Z}$ Z = storfekjøtt	4,00*** (3,70)	1,28 (2,43)	-	-0,333 (1,14)	-0,583 (1,20)	0,105 (0,02)	0,041 (0,02)	-	-
<b>Inntektseffekt</b> $\eta_{i,Y}$	-0,706 (0,64)	-2,593* (15,38)	-0,611 (0,62)	0,932* (6,61)	1,632* (21,04)	-0,592 (0,65)	-0,231 (0,56)	0,949* (12,13)	2,366* (13,96)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,938	0,958	0,937	0,998		0,983		0,998	
<b>Q statistikk lag_1</b>	0,36	0,48	0,25	1,22		0,35		4,01**	
<b>Q statistikk lag_4</b>	5,43	11,43**	8,34***	7,10		5,52		8,01***	
<b>Tilbudsligningen</b>									
<b>Fra 01.89 – til 01.99</b> $\lambda_i$	0,007* (0,003)	0,0001 (0,0004)	-0,012* (0,005)	-0,004* (0,001)	-0,014* <sup>1</sup> (7,57)	-0,0003 (0,0002)	-0,003 <sup>1</sup> (2,14)	0,0001 (0,0002)	0,001 <sup>1</sup> (0,23)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,995	0,995	0,952	0,993		0,994		0,981	
<b>Q statistikk lag_1</b>	3,22***	12,68*	0,09	0,59		1,91		0,14	
<b>Q statistikk lag_4</b>	9,14	13,72*	4,25	0,88		3,72		0,62	

\*signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå.  $\chi^2$ -verdi i parentes for alle

estimat, unntatt grått område hvor standardavvik er i parentes.  ${}^1\epsilon^{lang\ sikt} = \frac{\epsilon^{(kort)}}{(1-\gamma)}$ .

<sup>1</sup>I tilbudsligningen er lang sikt = langsiktig etterspørsel og langsiktig tilbud.  $\lambda^{lang\ sikt} = \frac{\lambda_i^{(kort)}}{(1-\delta)(1-\gamma)}$ .

## **5.8 Resultater for kjøttprodukter på tilbudssiden**

Siden vi er avhengige av best mulige resultater fra etterspørselssiden, utvider vi modellen fra dynamisk etterspørsel ved å inkludere en dynamisk tilbudskurve. (Resultater for statisk tilbudskurve finnes i Appendix II.) Markedsmaktvariabelen  $Q^*$  for kjøtt er i motsetning til analysen for meieriprodukter ikke splittet opp. Datasettet for kjøtt er kortere enn for meieriproduktene, noe som medfører mindre variasjon med påfølgende høye standardavvik. Det er derfor mindre aktuelt å splitte opp  $Q^*$  for å sammenligne markedsmakt i to ulike perioder.

På foredlingsnivået er markedsmaktestimatene,  $\lambda$ , lik null for både koteletter, kjøttdeig og storfekjøtt. Estimaten er lave, for eksempel er estimatet for koteletter på kort sikt 0,001. Ingen av disse estimatene verken på kort eller lang sikt er signifikant forskjellig fra null.

På detaljistnivå er situasjonen nokså lik som på foredlingsnivå. Unntaket er markedsmaktestimater for koteletter, som er  $-0,004$  på kort sikt og  $-0,014$  på lang sikt. Begge disse resultatene er signifikant forskjellig fra null på 1% nivå, selv om tallet på kort sikt er tilnærmet lik null. Resultatet tolket som prosent av markup i monopol, tilsier at detaljistene har 1.4% markedsmakt på lang sikt, noe som kan synes lite. Men dersom vi også tar i betraktning at koteletter har stor markedsandel (ca. 16%) av det totale kjøttsalget i Norge, er det mulig at stort salgsvolum kombinert med en viss margin innebærer en stor inntektskilde.

Hypotesen om eventuell markedsmakt på disse leddene i distribusjonsskjeden kan forkastes. Basert på våre resultater er både foredlingsbedriftene og detaljistene i en frikonkurransesituasjon, der prisen ikke påvirkes av endringer i etterspørsel, reflektert gjennom endringer i markedsmaktvariabelen,  $Q^*$ . Unntaket er at detaljistene i følge tabell 5.4 har markedsmakt ved salg av koteletter. Med bakgrunn i de lave tallverdiene og de andre resultatene kan det imidlertid diskuteres om markedsmakt for koteletter er en tilfeldighet eller ikke.

## 6. Avsluttende diskusjon og konklusjon

Formålet med denne rapporten har vært å undersøke om aktørene i distribusjonsskjeden for landbruksprodukter har markedsrett. Dette krever ideelt sett informasjon om kostnader, i tillegg til priser og kvanta. Fordi informasjon om kostnader ikke er lett tilgjengelig, har tidligere undersøkelser forsøkt å si noe indirekte om markedsrett ved å dokumentere prisutviklingen over tid. Strand og Aas (2000, 2001) er en av dem, og de dokumenterer rene marginendringer mellom utsalgspris og innkjøpspris for alle ledd i distribusjonsskjeden for visse meieri- og kjøttprodukter. I denne analysen går jeg et skritt videre ved å inkludere kostnadstall for å avdekke om marginene i til Strand og Aas dekker mer enn de marginale kostnadene. Analysen bygger på Bresnahan (1982) der det er tilstrekkelig å kjenne faktorene som *bestemmer* grensekostnaden. Jeg estimerer en markedsmodell, der markedsrett kan avdekkes ved å la en ”markup”-variabel inngå i tilbudsrelasjonen. Markedsrett kan da estimeres direkte, og tolkes som prosentandel av markedsrett i monopol. Tidligere undersøkelser har forsøkt å si noe indirekte om markedsrett ved å dokumentere prisutviklingen over tid. Strand og Aas (2000, 2001) er en av dem, som samtidig ser på rene marginendringer mellom utsalgspris og innkjøpspris.

Motivasjonen for å utføre denne analysen er at nedgangen i råvareprisene ikke har ført til en like stor nedgang i forbrukerprisene, og at dette kan skyldes at aktørene i distribusjonsskjeden har markedsrett. Kjedeframveksten har omkalfatret distribusjonsskjedens struktur, og kan ha påvirket konkurranseforholdene og dermed prisene. Alle endringene som følge av kjedeframveksten skal ha bidratt til lavere kostnader for detaljistene. Stikkord er integrerte kjeder og grossister, innkjøpssamarbeid med økt makt ovenfor dagligvareleverandørene, og rasjonalisering av arbeidsoppgaver innad i den enkelte kjede. Så fremt dagligvarehandelen er preget av konkurranse, vil disse kostnadsreduksjonene gi lavere priser. Prisindeksen på matvarer viser en nedgang i forhold til konsumprisindeksen fram til

1997, som kan tyde på at konkurranseelementet var til stede under den første delen av kjedeetableringen. Spørsmålet er om det er den høye konsentrasjonen i bransjen som har fått prisene til å øke fra og med 1997, da matvareindeksen viser kraftig stigning, eller har kostnadsfordelene med kjedesamarbeidet plutselig avtatt? Eller er det som kjedene hevder; at innkjøpsprisene fra leverandørene har økt?

Tine er enerådende i salg av melk og svært dominerende i ostemarkedet, der Norvegia er den mest solgte. Situasjonen i kjøttindustrien tyder på at det kan være mer konkurranse der. Siden Tines kryssubsidiering innebærer at prisen på melk og Norvegia *må* være høyere enn deres respektive grensekostnader, inkludert råvarekostnaden, kan vi vente at modellen vil fange opp markedspekt. Analysen av Tine er derfor en indikator på om modellen er i stand til å avdekke markedspekt.<sup>29</sup>

Resultatene fra analysen i kapittel 5, tyder på at Tine og detaljistene har noe markedspekt for Norvegia i siste periode (1996 – 1999). Imidlertid er ingen av estimatene for meieriproduktene signifikant forskjellige fra null. Det generelle inntrykket er at verken detaljistene eller foredlingsbedriftene har markedspekt. Denne konklusjonen er en følge av at markedspekttestimatene ( $\lambda$ ) er tilnærmet null, og null ikke kan utelukkes fra konfidensintervallet. Tolkningen av resultatet er at aktørene er optimalt tilpasset i en konkurransesituasjon; endret etterspørselastisitet (ved at etterspørselskurven roterer) har ingen betydning. Det eneste markedspekttestimatet som er signifikant, er for koteletter (– 0,014) på detaljistleddet.

Resultatene tyder i all hovedsak på at markedspekt er lik null. Dette til tross for at det var ventet å finne et mål på markedspekt for Tine. Dette tyder på at modellen ikke har klart å

---

<sup>29</sup> I hvilken grad Tine utøver markedspekt er avhengig av hvor høye målprisene tillates å være. Siden målprisene bestemmes i forhandlinger mellom staten og bondeorganisasjonene, kan man tenke seg målprisene som et resultat av partenes relative forhandlingsstyrke. Nivået på målprisene avhenger også av hvilken informasjon staten har om produksjons- og kostnadsforholdene i samvirkene. Det er en mulighet for at Tine sitter med informasjon om sine kostnader som staten ikke kjenner til. For å øke støtten fra staten, kan Tine ha insentiv til å oppgi høyere kostnader enn de egentlig har. Først med inntreden av Synnøve Finden har man til en viss grad fått objektive kriterier for sammenligning av kostnader.

fange opp en positiv ”markup” som vi vet er der. Dette gjør at vi kanskje kan stille spørsmål ved om resultatene for de andre produktene er rimelige. Det er nærliggende å vende oppmerksomheten mot datamaterialet. Ikke signifikante resultat er nemlig et gjennomgående problem for mange andre estimat, både i etterspørsels- og tilbudsrelasjonen. Dette kan tilskrives multikollinearitet; det vil si høy korrelasjon mellom høyresidevariablene og samtidig høy forklaringskraft. Høy korrelasjon mellom høyresidevariablene fører til liten uavhengig variasjon ved estimering. I tillegg kan datasettene rett og slett være ”for korte”, og slik gi enda mindre variasjon. For meieriproduktene varierer priser og kvanta hvert kvartal, mens kostnadstallene kun fornyer seg hvert år. For kjøttprodukter er det kun prisene som varierer hvert kvartal. Med serier som kun strekker seg over 17 og 14 år, blir antall observasjoner med årsvariasjon dermed ikke mer enn 17 og 14. Korrelasjon mellom variabler og få observasjoner gir til sammen betydelig tap av validitet.

Selv om estimatene er usignifikante, er de forventningsrette. Etter dette å dømme er resultatene for Norge riktige, men lite presise. Resultatene fra Strand og Aas (2000, 2001) og denne analysen er sammenfallende for koteletter på detaljistnivå og i siste periode for Norge for Tine. Også for Norge på detaljistnivået er resultatene sammenfallende, dersom vi ser på utviklingen i marginen fra 1996 – 1999 som viser en økning (se Aas og Strand, 2000, s.61). Kanskje kan disse resultatene til sammen indikere at det finns noe markedsrett for Norge.

For å avdekke markedsrett må data representere faktiske priser, kvanta og kostnader, med mer. Dersom de er representative, er etterspørsels- og tilbudskurven også representative for faktisk etterspørsel og tilbud, og markedsretttestimatet blir forventningsrett. Siden priser og kvanta er fra aktørene selv, er disse trolig representative.<sup>30</sup> Man kan også spørre seg om kostnadsdata gjenspeiler de virkelige kostnadsendringene.

---

<sup>30</sup>Men forskyving av makt i favør av kjedene trenger ikke nødvendigvis å gi seg utslag i lavere priser. Også hemmelige rabatter kan forekomme, og de synes ikke i prisene.

Et annet problem kan være lite representative substitutter på meierisiden, i tillegg til høy korrelasjonen mellom dem. Modellen er lineær, en spesifikasjon som kan være for enkel dersom etterspørsel og tilbud følger en annen form.<sup>31</sup>

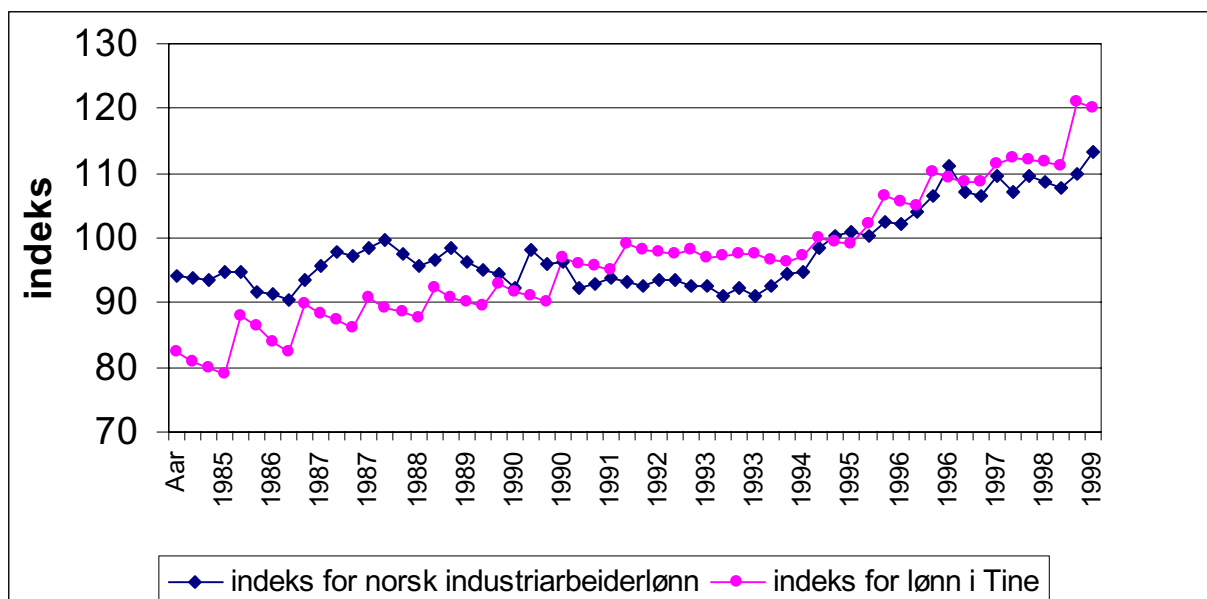
Selv om Tine etter å ha betalt ut råvareprisen ikke har overskudd, kan deres monopolstillinger medføre lav effektivitet. Monopoler har en tendens til å være mindre effektive enn bedrifter i frikonkurranse (se Scherer og Ross, 1980 for en oversikt). Dette kan medføre at en del ”overskudd” ligger som del av for høye kostnader. Effekten er den samme; prisene i sluttmarkedet blir høye. Ikke bare inntektene, men også kostnadene ved de ulike meieriene blir utjevnet. Dette kan gi svakere insentiv til effektiv drift ved det enkelte meieri. Problemet er at det er få andre meieribedrifter i Norge å sammenligne med, slik at vi ikke vet hva kostnadene alternativt kan være. Vi kan regne med at Tine er pristaker på innsatsfaktorer som arbeidskraft og kapital. Selv om det kan være tilfelle, kan Tine likevel bruke for mye av enkelte innsatsfaktorer. Tine har tilnærmet 100% av førstehåndsmottaket av innsatsmelk og eget transportsystem (der kostnadene også utjevnes).<sup>32</sup> Som en illustrasjon på dette har vi sammenlignet utviklingen i reallønnen til Tine med norsk industriarbeiderlønn i dataperioden (1985-1999). Dette er gjort i figur 6.1. Som vi ser av figuren har Tine spesielt i første halvdel av perioden hatt en høyere utviklingstakt på sitt lønnsnivå. Over perioden har gjennomsnittlig reallønn i Tine steget med 46%, mens den gjennomsnittlige industriarbeiderlønnen har steget med mindre enn det halve: 20%.

Som nullforetak er ikke Tine det man vanligvis ville studere med denne typen markedsmaktundersøkelse, fordi vi finner ut noe vi vet fra før. På den andre side fungerte Tine som en slags ”indikator” her. Men en alternativ framgangsmetode overfor Tine kan være å bruke kostnadsdata fra marked med konkurranse (jamfør industriarbeiderlønnsutviklingen).

---

<sup>31</sup> Parameterestimaten fra en lineær regresjon gjelder bare i området for observasjonene i utvalget, og dermed kan den lineære tilpasningen være usikker utenfor disse observasjonene.

<sup>32</sup> Overproduksjon av både kjøtt- og meierivarer har blitt eksportert med betydelige tap (Gaasland et al, 1996).



**Figur 6.1 Reallønnsutviklingen i TINE vs norsk industriarbeiderlønn (1995=100).**

To parallelle analyser; en med Tines kostnader og en med kostnader fra konkurranseutsatt virksomhet ville gi en indikasjon på hvor effektiv Tine alternativt kunne ha vært.

Tines sterke stilling i markedet, kombinert med et utjevningssystem som gir lave insentiver til effektiv drift, er i selv kanskje nok til å indikere at Tine har for høye kostnader i forhold til en bedrift med sterkere insentiver til kostnadseffektivitet. Integrasjon mellom aktører på ulike ledd gir lukkede distribusjonskanaler, som kan fungere som etableringshindringer på sikt. Da er det ikke lenger uproblematisk at fire dagligvarekjeder deler det norske dagligvaremarkedet mellom seg. Derfor er det god grunn til å fortsatt gjøre denne type markeds-maktundersøkelse. Med tilgang til mer, og ikke minst mer presise data enn i denne rapporten, vil man kanskje komme fram til mer robuste resultat.

## Litteraturliste

- Aas, Elin A. og Marit M. Strand (2000). *Prispåslag for meierivarer 1983-1999*. Arbeidsnotat nr. 12 – 2000. Statens institutt for forbruksforskning.
- Aas, Elin A. og Marit M. Strand (2001). *Prispåslag for meierivarer 1983-1999*. Arbeidsnotat nr. 12 – 2000. Statens institutt for forbruksforskning.
- Bresnahan, T.F., 1982. "The Oligopoly Solution Concept is Identified." *Economic Letters*, 10, 87-92.
- Eales J. (1996). "A symmetric Approach to Canadian Meat Demand Estimation", *Journal of agricultural and resource economics*, 21 (2), 368 – 380.
- Gaasland et al. (1996). "Deregulering av den Norske meierisektoren". Rapport nr. 21/1996. Stiftelsen for Samfunns- og næringslivsforskning.
- Gabrielsen, T. S. og L. Sørgard, (1999): "Exclusive Versus Common Dealership", *Southern Economics Journal*, 66, 353-366.
- Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*. Prentice Hall.
- Griffiths W. E., R. Carter Hill og G.,G. Judge (1993). *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley & Sons, inc.New York.
- Gudrem R. og J. Løyland (2000). "Matpriser 1980 – 2000. Utvikling i forbruker-, engros- og Produsentpriser.", NILF-rapport 2000:3. Norsk institutt for landbruksøkonomisk Forskning (NILF).
- Heien, D.M. and C.R. Wessels (1988). "The Demand for Dairy Products: Structure, Prediction, and Decomposition", *American Journal of Agricultural economics*, 70(2): 219-228.
- Karagiannis et al. (2000). "An error correction almost ideal demand system for meat in Greece", *Agricultural Economics*, 22 (1), 29 – 35.
- Kennedy P. (1992). *A Guide to econometrics*, Third edition, Blackwell, Oxford.
- Ljung, G. og G. Box (1979). "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, 66, 265-270.
- Lau L. (1982). "On identifying the degree of competitiveness from industry price and output Data", *Economics letters*, 10, 93-99.
- Klemperer P. (1987). "Markets with consumer switching costs", *Quarterly Journal of Economics*, 102, 375-94.
- Ot.prp. nr.5, 1996 – 1997: <http://odin.dep.no/ld/publ/otprp/020002/index.html>
- Pindyck R.S og D.L. Rubinfeld (1998). *Microeconomics*. Prentice Hall International, 4. utg.

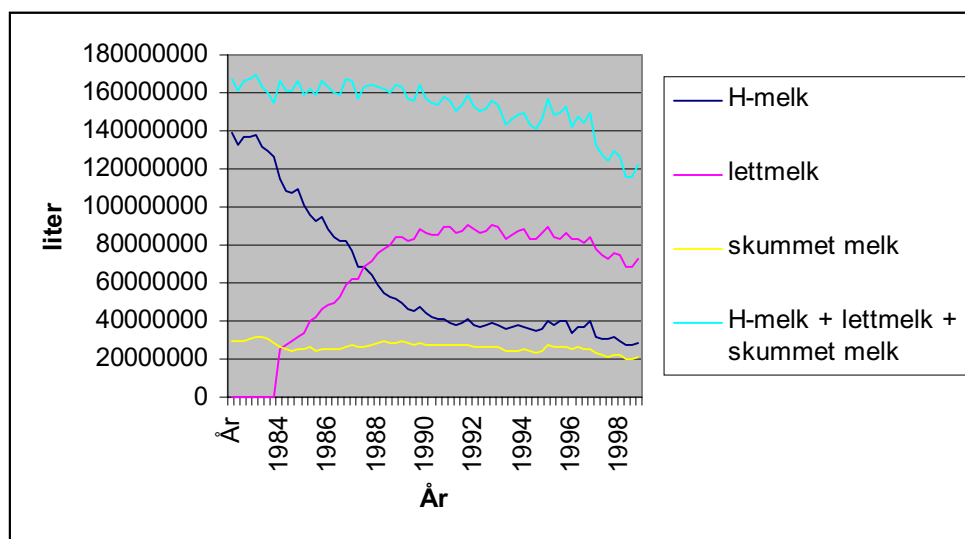


- Rickertsen, K. (1997). "The Demand for food and beverages in Norway", *Agricultural economics*, 18 (1), 89-100.
- Scherer F.M og D. Ross (1990). "Industrial market structure and economic performance", Houghton Mifflin, 3.utg.
- Steen F. og K. G. Salvenes (1999). "Testing for market power using a dynamic oligopoly model", *International Journal of Industrial Organization*, 17, 147-177.
- Steen, F. (2000). "Fusjoner og Konkurransen: Kostnads- og etterspørselsmodellering i markedsmoeller", Working Paper No. 14/2000. Stiftelsen for Samfunns- og næringslivsforskning.
- Suominen M. (1994). "Measuring Competition in Banking: A Two-Product Model", *Scandinavian Journal of Economics*, 96 (1): 95 – 110.
- Tines Årsmelding (1999). Tines hjemmeside på internett: <http://www.tine.no>
- Xepapadeas A. and Habib H. (1995). "An almost ideal demand system with autoregressive disturbances for dairy products in Greece", *Applied Economics letters*, 2 (6), 169-173.

## Appendiks I: Datakilder.

### *Pris på melk og Norvegia fra Tine (P)*

Prisene for Norvegia, H-melk, lettmelk og skummet melk er fra "Tines prislister". Prisen på melk i fra Tine og fra detaljist er et vektet gjennomsnitt av de tre melketypene. Dette kommer av at de har ulik utvikling i konsum. Konsumet av H-melk avtar, mens konsum av lettmelk etter hvert blir dominerende. Skummet melk har et relativt stabilt konsum (Figur 5.1). Pris på Norvegia oppgis både i pris til grossist og til detaljist i "Tines prislister", på tross av at Norvegia distribueres via grossister som ikke er tilknyttet Tine. Disse listene er offentlige, og gjør at grossistens margin er fastlagt. Listene oppdateres en gang hvert halvår.



**Figur 5.1. Innenlands salg av melk.**

## Appendiks I: Datakilder

### *Pris på melk og Norvegia fra detaljist*

Prisene fra detaljist, det vil si utsalgspriser, er hentet fra Statistisk Sentralbyrå. Skummet melk finnes i hel tidsserie på månedsbasis fra 1983 til 1. kvartal 1999, mens tall for lettmelk ikke finnes før etter 1990. Derfor er prisen på lettmelk utelatt. Prisen på melk er dermed et vektet gjennomsnittet av H-melk og Skummet melk. Prisene på H-melk og Norvegia finnes i månedsdata fra 1993 til 1. kvartal 1999. For å konstruere priser for årene 1983 til 1992, er det

brukt prisindekser på månedsbasis for melk (hentet fra Statistisk Sentralbyrå), med 1998 som basisår. Seriene er omregnet til kvartalsdata.<sup>33</sup> Detaljprisene er inkludert merverdiavgift.

### ***Tilskudd og avgifter***

Tilskudd og avgifter for Tine er samlet i en "nettosubsidiesats", som består av forbrukertillegg, grunntilskudd, distriktsmeieritillegg, næringsmiddelavgift og rabatt til detaljister. Utjevningssubsidier- og avgifter er ikke inkludert i denne satsen, og reflekterer at kryssubsidieringen i Tine har foregått internt i Riksoppgjøret. Strand og Aas (2000) oppgir at tilskuddene og avgiftene er fra kilder som Omsetningsrådet, Statens Næringsmiddeltilsyn, Budsjettnemda for jordbruket, Stortingsmeldinger med mer, og fra Tine.

### ***Kvantum (Q):***

Kvantum for årene 1983 – 1995 er fra Norges Institutt for Landbruksforskning (NILF), mens tallene fra årene 1996 – 1999 er fra Tine. Tallene gjelder innenlands salg i dagligvarehandel der omsetning i kiosk- og bensinstasjoner er holdt utenfor. Kvantum av melk er summen av H-melk, lett- og skummet melk, siden vi bruker et gjennomsnitt av prisene til de tre melketypene. Fra juni 1996 til juli 1997 solgte Tine melk til Synnøve Finden. Disse tallene er inkludert i tallene fra Tine, men er her trukket fra.

### ***Tines kostnader (W):***

Totale lønnskostnader per år og antall ansatte per år er fra Tines årsmeldinger. Totale lønnskostnader per år er dividert med antall ansatte per år, slik at vi får en lønnsvariabel per ansatt per år. Vi mangler imidlertid tall for 1983 og 1984.

---

<sup>33</sup>I overgangen fra de beregnede prisene i 1992 til prisene fra og med 1993 er det et lite fall i prisen til Norge. Dette fallet ser imidlertid ikke ut til å ha noe å gjøre med overgangen mellom tallmaterialene, fordi grossistprisen viser det samme fallet på samme tidspunkt. Grossist- og detaljistprisen følger hverandre svært tett i alle årene fra 1983-99, og grossistprisen faller på samme tidspunkt, selv om den er fra en annen kilde.

### ***Råvarekostnad for melk og Norvegia (W)***

Jeg definerer råvarekostnad som kostnaden for det samlede behovet for innsatsmelk eller melkeråvare som inngår i en enhet av et produkt, for eksempel en liter melk, en kilo ost, en liter yoghurt osv. Råvarekostnaden fremkommer ved å multiplisere prisen for en liter innsatsmelk (råvareprisen) med melkebehovet til fremstilling av en liter eller kilo av en vare. Råvarekostnaden kan i følge Strand og Aas (2000) også sees på som melkeleverandørenes restledd, fordi dette er det bonden tjener når Tine produserer en enhet av en vare. Råvarebehovet for H-melk er en liter innsatsmelk. For å lage en liter lett- eller skummet melk trenger vi litt mer enn en liter H-melk, til en kg ost trenger vi bortimot 8 liter melk (Strand og Aas, 2000).

Råvareprisen er prisen som Tine betaler til melkeleverandørene. Beregningen av råvareprisen er omfattende fordi utbetalingsprisen til bonden varierer hvert halvår, og fra meieriselskap til meieriselskap. En gjennomsnittspris for alle meieriene er fra Tines prislister, der etterbetalinger fra hvert enkelt meieri er inkludert. Dette er altså den prisen som bøndene faktisk får, og ikke *grunnprisen*.<sup>34</sup> I tillegg inngår ”ytelser” i denne gjennomsnittsprisen. Bøndene betaler omsetningsavgift per liter melk til Omsetningsrådet, i størrelsesorden 0,1 øre, som også inngår i prisen. Til sammen er dette Tines gjennomsnittlige utbetalingspris per liter melkeråvare.

Grunnprisen endres hvert halvår. Det vil si at også utbetalingsprisen til bøndene endres hvert halvår. Denne variasjonen er ikke med i den gjennomsnittlige utbetalingsprisen ovenfor. Variasjonen består i at innveid melk til Tine er litt høyere i første i forhold til andre halvår. Derfor blir grunnprisen som regel litt lavere i første halvår i forhold til i det andre.

---

<sup>34</sup>Markedsordningen for melk (tidligere Riksoppgjøret) beregner grunnprisen, som er en gjennomsnittspris for melk. Imidlertid er grunnprisen beregnet på grunnlag av tenkte inntekter og tenkte kostnader, før de faktiske inntekter og kostnader realiseres. Grunnprisen blir derfor justert i det enkelte meieri i forhold til lønnsomheten, slik at den faktiske utbetalingsprisen til bøndene avhenger av lønnsomheten i det meieriet som de leverer til. Til slutt blir distrikts- og driftstilskudd lagt til prisen.

Grunnprisen og innveid melk er hentet fra Årsmeldinger fra Tine. Vi tar hensyn til variasjonen ved å konstruere vekter bestående av pris- og kvantumsvariasjonen. En vekt for kvantumsvariasjonen fremkommer slik: Samlet innveid melk per halvår er dividert med gjennomsnittet av innveid melk for et år. Prisvekten fremkommer ved å finne årsgjennomsnittet av grunnprisen. Derneft er grunnprisen for hvert halvår dividert med gjennomsnittet. Dermed har vi to vekter som forteller hvor mye melk som er solgt i første og andre halvår i forhold til gjennomsnittet, og hvordan prisen er i hvert halvår i forhold til snittet. Pris- og kvantumsvekten er så multiplisert med hverandre, som gir en vekt for hvert halvår der både pris- og kvantumsvariasjonen er med.

Råvareprisen (pris for en liter innsatsmelk) er funnet ved å multiplisere den kombinerte pris- og kvantumsvekten med den gjennomsnittlige utbetalingsprisen.

### **Detaljstens innsatsfaktorer ( $W$ )**

Lønnskostnader er gjennomsnittlig månedslønn for en ansatt i detaljhandel med dagligvarer, hentet fra SSB, tabell "Månedsførtjeneste for ansatte i varehandel". Fra og med 1983 til og med 1994 har jeg funnet et vektet gjennomsnittet av menn og kvinners lønn, der vekten er konstruert med bruk av antall kvinner og menn fra samme kilde. Fra og med 1995 er det vektete gjennomsnittet oppgitt. Antall dagligvareforretninger for årene 1983 – 1999 og tall for arealutvikling på dagligvare-forretninger fra 1984 – 1999 er ACNielsens tall. Tall for 1983 mangler.

## Appendiks II: Tabell 1 – 8. Oversikt over resultater fra statistisk og dynamisk analyse.

**Tabell 1. 3SLS estimat av etterspørselsfunksjonen for meieriprodukt for Tine.**

Koeffisienter <i>i = avhengig variabel(melk, Norvegia)</i>	STATISK MODELL		DYNAMISK MODELL	
	Melk	Norvegia	Melk	Norvegia
<b>Kvantum lag_1</b> $\delta_{i,Q_{t-1}}$	-	-	0,489* (0,095)	-
<b>Kvantum lag_4</b> $\delta_{i,Q_{t-4}}$	-	-	0,286* (0,108)	0,262** (0,113)
<b>Sesong 1 <math>S_1</math></b>	-4576929 (3092824)	81991,92 (183688,7)	-6541801* (1788017)	-27871,91 (158114,2)
<b>Sesong 2 <math>S_2</math></b>	-8901599* (2954044)	209142,1 (155543,7)	-8314251* (1675108)	84839,53 (135334,1)
<b>Sesong 3 <math>S_3</math></b>	-5063488** (2534395)	-81327,76 (137904,4)	-3888109* (1428622)	-83750,41 (116657,6)
<b>Egenpriseffekt <math>\alpha_{i,P}</math></b>	5,30e+07 (8,13e+07)	771590 (813945)	4,89e+07 (4,37e+07)	-1447559 (5316913)
<b>Krysspriseffekt <math>\alpha_{i,Z}</math></b>	-3,02e+07* (1,01e+07)	-9797809 (6292853)	-1,13e+07** (5007644)	1184601*** (703571,4)
<b>Interaksjonseffekt <math>PZ\alpha_{i,PZ}</math></b>	4702542* (1606950)	192044,5 (126627,1)	1735648** (800906,8)	24909,29 (106578,7)
<b>BNP <math>\alpha_{i,Y}</math></b>	0,002* (0,0007)	0,0001* (0,00003)	0,001* (0,0003)	0,00008* (0,00002)
<b>Interaksjonseffekt <math>PY\alpha_{i,PY}</math></b>	-0,0003* (0,0001)	-2,28e-06* (5,89e-07)	-0,0002* (0,00005)	-1,56e-06* (4,48e-07)
<b>Barn <math>\alpha_{i,X}</math></b>	-488,081* (92,452)	-	-213,284* (66,382)	-
<b>Tidstrend <math>\alpha_{i,X}</math></b>	-	56752,16* (15040,2)	-	31410,91** (14159,72)
<b>Konstantledd <math>\beta_{i,0}</math></b>	1,94e+08 (5,11e+08)	-3,32e+07 (4,09e+07)	-1,16e+08 (2,94e+08)	-5,50e+07 (3,55e+07)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,70	0,63	0,91	0,76
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce test:</b>				
<b>Q statistikk Lag_1</b>	35,85*	1,06	0,19	0,26
<b>Q statistikk Lag_4</b>	59,61*	5,92	2,04	5,80
<b>Antall observasjoner = 60</b>				

\*signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parentes.

**Tabell 2. 3SLS estimat av etterspørselsfunksjonen for meieriprodukt på detaljstnivå.**

Koeffisienter <i>i = avhengig variabel(melk, Norgeia)</i>	STATISK MODELL		DYNAMISK MODELL	
	Melk	Norgeia	Melk	Norgeia
<b>Kvantum lag_1</b> $\delta_{i,Q_{t-1}}$	-	-	0,475* (0,090)	-
<b>Kvantum lag_4</b> $\delta_{i,Q_{t-4}}$	-	-	-	0,168 (0,119)
<b>Sesong 1 <math>S_1</math></b>	-3339039** (1655104)	20274,89 (106868,9)	-5767256* (1438946)	20391,6 (105503,1)
<b>Sesong 2 <math>S_2</math></b>	-7553939* (1670317)	297706,3* (107799)	-8789523* (1388482)	245918,5** (111956,3)
<b>Sesong 3 <math>S_3</math></b>	-4334478* (1506328)	-159934 (101956,3)	-4553816* (1230110)	-127240,3 (145630,7)
<b>Egenprisindeffekt</b> $\alpha_{i,P}$	-1,58e+07 (4,96e+07)	370582,8 (327697,1)	1245919 (4,01e+07)	486974,2 (319607,1)
<b>Kryssprisindeffekt</b> $\alpha_{i,Z}$	-9253623 (5950557)	-449657,9 (3324341)	-6096377 (4775679)	548961,8 (3280625)
<b>Interaksjonseffekt</b> <b>PZ</b> $\alpha_{i,PZ}$	1072736 (694809,8)	-242,848 (45730,23)	704764,5 (557602,4)	-13430,23 (45096,85)
<b>BNP</b> $\alpha_{i,Y}$	0,0008* (0,0002)	0,00003*** (0,00002)	0,0006* (0,0002)	0,00003*** (0,00002)
<b>Interaksjonseffekt</b> <b>PY</b> $\alpha_{i,PZ}$	-0,00008* (0,00003)	-4,54e-07*** (2,42e-07)	-0,00007* (0,00002)	-4,52e-07*** (2,40e-07)
<b>Barn</b> $\alpha_{i,X}$	-276,763* (57,723)	-	-187,971* (49,076)	-
<b>Tidstrend</b> $\alpha_{i,X}$	-	44762,57* (12102,94)	-	38778,88* (7686,487)
<b>Konstantledd</b> $\beta_{i,0}$	4,99e+08 (4,56e+08)	-2,04e+07 (2,39e+07)	2,02e+08 (3,70e+08)	-2,98e+07* (3,02e+07)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,84	0,82	0,90	0,82
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce test:</b>				
<b>Q statistikk lag_1</b>	13,19*	0,79	0,08	0,24
<b>Q statistikk lag_4</b>	16,70*	16,45*	2,79	8,54***
<b>Antall observasjoner = 61</b>				

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parentes.

**Tabell 3.a. 3SLS estimat av statisk tilbudsfunksjon for meieriprodukt for Tine, med ulik spesifisering.**

Koeffisienter <i>i = melk, norvegia</i>	Q* hel periode		Q* delt periode	
	Melk	Norvegia	Melk	Norvegia
<b>Kvantum</b> $\alpha_{Q,i}$	5,21e-09 (1,22e-08)	2,02e-06 (2,52e-06)	-2,21e-09 (1,06e-07)	-9,36e-07 (3,28e-06)
Fra 01.83 – til 01.99 $\lambda_i$	0,00003 (0,00004)	-0,007 (0,005)	-	-
<b>Fra 01.83 – til 04.86</b> $\lambda_i$	-	-	0,016 (0,016)	-0,055** (0,027)
<b>Fra 03.96 – til 01.99</b> $\lambda_i$	-	-	0,004 (0,097)	0,364 (0,254)
<b>Nettosubsidiesats</b> $W_{i,subsidie}$	-0,604* (0,077)	-0,987* (0,308)	-0,611* (0,069)	-1,363* (0,153)
<b>Råvarekostnad</b> $W_{melk,rå\ var\ ekostn.}$	0,421** (0,166)	0,543 (0,335)	0,467* (0,148)	0,223 (0,217)
<b>Lønn</b> $W_{melk,lønn}$	2,06e-06 (5,05e-06)	-0,00002 (0,00004)	-4,61e-06 (4,02e-06)	0,0001 (0,00005)
<b>Konstantledd</b> $\beta_0$	5,159*** (2,862)	29.737 (9,933)	6,819* (2,194)	49,135* (15,149)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,84	0,20	0,84	0,67
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce:</b>				
<b>Q statistikk lag_1</b>	5,46**	5,58**	8,57*	9,41**
<b>Q statistikk lag_4</b>	9,26***	6,55	12,54**	9,95**
Antall observasjoner = 60				

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parentes.



**Tabell 3.b. 3SLS estimat av dynamisk tilbudsfunksjon for meieriprodukt for Tine, med ulik spesifisering.**

Koeffisienter <i>i = melk, norvegia</i>	Funksjon med hel Q*		Funksjon med oppsplittet Q*	
	Melk	Norvegia	Melk	Norvegia
<b>Pris lag_1</b> $\delta_{i,t-1}$	0,384* (0,1001)	0,527* (0,084)	0,359* (0,112)	0,594* (0,108)
<b>Kvantum</b> $\alpha_{Q,i}$	6,45e-09 (7,71e-09)	-5,54e-07 (6,85e-07)	4,85e-09 (9,19e-09)	-1,12e-07 (7,26e-07)
Fra 01.83 – til 01.99 $\lambda_i$	0,0003 (0,0003)	-0,001 (6,85e-07)	-	-
<b>Fra 01.83 – til 04.86</b> $\lambda_i$	-	-	-0,001 (0,007)	0,011 (0,016)
<b>Fra 03.96 – til 01.99</b> $\lambda_i$	-	-	0,013 (0,046)	-0,131 (0,119)
<b>Nettosubsidiesats</b> $W_{i,subsidie}$	-0,379* (0,087)	-0,666* (0,152)	-0,403 (0,095)	-0,536* (0,205)
<b>Råvarekostnad</b> $W_{melk,rå\ var\ ekostn.}$	0,272** (0,138)	0,173 (0,125)	0,281*** (0,147)	0,288** (0,131)
<b>Lønn</b> $W_{melk,lønn}$	-9,74e-08 (3,28e-06)	-0,00002 (0,00002)	-5,41e-07 (4,00e-06)	0,00003 (0,00002)
<b>Konstantledd</b> $\beta_0$	2,312 (1,996)	29,257** (12,061)	2,850 (2,360)	21,673 (11,724)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,88	0,89	0,87	0,90
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce:</b>				
<b>Q statistikk lag_1</b>	0,63	0,17	0,84	1,81
<b>Q statistikk lag_4</b>	5,62	10,71**	5,91	13,56*
<b>Antall observasjoner = 61</b>				

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parentes.

**Tabell 4.a. 3SLS estimat av statisk tilbudsfunksjon for meieriprodukt på detaljistnivå.**

Koeffisienter <i>i = melk, Norvegia</i>	Q* hel periode		Q* delt periode	
	Melk	Norvegia	Melk	Norvegia
<b>Kvantum</b> $\alpha_{i,Q}$	-2,13e-08* (7,54e-09)	-1,03e-07* (1,15e-06)	-1,61e-08 (1,27e-08)	-5,86e-07 (1,13e-06)
Fra 01.83 – til 01.99 $\lambda_i$	0,0004 (0,0005)	-0.002** (0,001)	-	-
<b>Fra 01.83 – til 04.86</b> $\lambda_i$	-	-	-0,003 (0,007)	-0,0003 (0,001)
<b>Fra 03.96 – til 01.99</b> $\lambda_i$	-	-	0,0005 (0,020)	0,021 (0,020)
<u>Innkjøpspris</u> $W_{i,innpris}$	0,837* (0,084)	1,199* (0,112)	0,841* (0,079)	1,127* (0,107)
<b>Lønn</b> $W_{i,lønn}$	-0,00003 (0,00005)	-0,001** (0,0002)	-0,00001 (0,00008)	-0,0006** (0,0003)
<u>Antall butikker</u> $W_{i,ant.butik\ ker}$	-0,00004 (0,00006)	0,002*** (0,0009)	-0,00007 (0,0001)	0,002 (0,001)
<b>Konstantledd</b> $\beta_{i0}$	7,264* (2,305)	-8,147 (19,031)	6,327** (2,867)	-2,845 (19,385)
$R^2$	0,946	0,93	0,958	0,94
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce:</b>				
<u>Q statistikk lag_1</u>	4,71**	1,12	5,04**	0,72
<b>Q statistikk lag_4</b>	11,05**	0,13	14,04*	30,4
Antall observasjoner = 61				

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parantes.

**Tabell 4.b. 3SLS estimat av DYNAMISK tilbudsfunksjon for meieriprodukt på detaljistnivå.**

<b>Koeffisienter</b> <i>i = melk, Norvegia</i>	<b>Q* hel periode</b>		<b>Q* delt periode</b>	
<u>Variabler</u>	<b>Melk</b>	<b>Norvegia</b>	<i>Melk</i>	<i>Norvegia</i>
<b>Pris lag_1</b> $\delta_{i,t-1}$	0,036 (0,092)	0,428* (0,061)	0,120 (0,089)	0,391* (0,081)
<b>Kvantumseffekt</b> $\alpha_{i,Q}$	-1,93e-08* (7,33e-09)	-1,22e-06*** (6,74e-07)	-9,65e-09 (9,92e-09)	-1,15e-06 (5,25e-07)
Fra 01.83 – til 01.99 $\lambda_i$	0,0001 (0,0001)	-0,00004 (0,00007)	-	
<b>Fra 01.83 – til 04.86</b> $\lambda_i$	-	-	-0,003 (0,004)	-0,001 (0,0006)
<b>Fra 03.96 – til 01.99</b> $\lambda_i$	-	-	-0,001 (0,013)	-0,024 (0,018)
<b>Innkjøpspris</b> $W_{i,innpris}$	0,813* (0,093)	0,628* (0,10007)	0,782* (0,086)	0,668* (0,144)
<b>Lønn</b> $W_{i,lønn}$	0,00002 (0,00005)	0,0002 (0,0002)	0,00002 (0,00006)	-0,0003 (0,0003)
<u>Antall butikker</u> $W_{i,ant.butik\ ker}$	-0,00003 (0,00006)	-0,001 (0,001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,001)
<b>Konstantledd</b> $\beta_{i0}$	6,593* (2,444)	8,716* (11,861)	4,035 (2,732)	20,079 (15,008)
$R^2$	0,950	0,970	0,960	0,950
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce:</b>				
<u>Q statistikk lag_1</u>	3,82***	0.45	2,31	0,79
<b>Q statistikk lag_4</b>	10,84**	1,12	13,55*	4,04
Antall observasjoner = 61				

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parantes.

**Tabell 5. 3SLS estimat av etterspørselsrelasjonen til kjøttprodukter på foredlingsleddet.**

Koeffisienter <i>i = avhengig variabel(koteletter, kjøttdeig, storfe)</i>	STATISK MODELL			DYNAMISK MODELL		
	Koteletter	Kjøttdeig	Storfe	Koteletter	Kjøttdeig	Storfe
<b>Kvantum lag_4</b> $\delta_{i,Q_{t-1}}$	-	-	-	0,713* (0,035)	-0,400* (0,333)	0,644* (0,085)
<b>Kvantum lag_8</b> $\delta_{i,Q_{t-4}}$	-	-	-	0,245** (0,117)	-0,673** (0,271)	-
<b>Egenpriseffekt</b> $\alpha_{i,P}$	-2948222** (1392990)	796784* (275355)	1,51e+07 (1,43e+07)	453936** (214803)	212311 (229712)	-547604*** (284508)
<b>Krysspriseffekt</b> $\alpha_{i,Z}$ koteletter	-	-35030 (90945)	1,27e+07 (1,23e+07)	-	158018* (38298)	1039145* (224069)
<b>Krysspriseffekt</b> $\alpha_{i,Z}$ kjøttdeig	-547958* (142902)	-	-1424188 (3610653)	522360* (67961)	-	-1052107* (234107)
<b>Krysspriseffekt</b> $\alpha_{i,Z}$ storfe	-894489 (712521)	488210* (101171)	-	-530609* (132114)	-159089 (106287)	-
<b>Interaksjonseffekt</b> <b>PZ</b> $\alpha_{i,PZ}$ kjd sfe	-	-8240* (1737)	19642 (48104)	-	3362*** (1988)	14279* (3142)
<b>Interaksjonseffekt</b> <b>PZ</b> $\alpha_{i,PZ}$ kot sfe	15734 (12539)	-	-176304 (168679)	9269* (2567)	-	-13767* (2984)
<b>Interaksjonseffekt</b> <b>PZ</b> $\alpha_{i,PZ}$ kot kjd	5781** (2715)	-16519 (1346)	-	-8313* (1141)	-3679* (627)	-
<b>BNP</b> $\alpha_{i,Y}$	-0,00006** (0,00003)	3,32e-06 (0,00001)	0,0005 (0,0006)	0,00004* (9,55e-06)	0,00001 (0,00001)	-0,00003*** (0,00002)
<b>Interaksjonseffekt</b> <b>PY</b> $\alpha_{i,PY}$	-1,56e-06** (6,45e-07)	-1,75e-07 (2,11e-07)	-6,90e-06 (7,91e-06)	-7,27e-07* (2,11e-07)	-2,58e-07 (2,31e-07)	4,83e-07** (2,21e-07)
<b>Befolkning</b>	-	16,152* (3,022)	-	-	23,939* (3,501)	-
<b>Befolkning dummy 1</b>	21,116* (7,071)	-	-317 (224)	-20,20 (19,412)	-	-3,566 (5,028)
<b>Befolkning dummy 2</b>	-20618* (6,949)	-	18,411 (40,967)	-63,353* (2,903)	-	-27,154* (2,934)
<b>Skiftdummy</b>	Dropped	-	-1,40e+09 (4,63e+08)	1,86e+07** (8,21e+07)	-	1,00e+08* (2,15e+07)
<b>Konstantledd</b> $\beta_{i,0}$	2,50e+08* (5,95e+07)	-1,08e+08* (2,40e+07)	2,66e+08 (4,63e+08)	5,51e+07 (8,57e+07)	-1,02e+08* (1,05e+07)	5,03e+07*** (2,96e+07)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,965	0,969	-6,495	0,999	0,992	0,993
<b>Autkorrelasjonstest: Box-Pierce test:</b>						
<b>Q statistikk lag_1</b>	0,33	0,01	0,03	0,001	0,19	3,25***
<b>Q statistikk lag_4</b>	5,57	9,20***	9,22***	6,52	6,64	4,01
<b>Antall observasjoner = 40</b>						

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parantes.

**Tabell 6. 3SLS estimat fra etterspørselsfunksjonen for kjøttprodukter på detaljistnivå.**

Koeffisienter <i>i = avhengig variabel(koteletter, kjøttdeig, storfe)</i>	STATISK MODELL			DYNAMISK MODELL		
	Koteletter	Kjøttdeig	Storfe	Koteletter	Kjøttdeig	Storfe
<b>Kvantum lag_4</b> $\delta_{i,Q_{t-1}}$	-	-	-	0,712* (0,064)	-0,267 (0,216)	0,598* (0,050)
<b>Kvantum lag_8</b> $\delta_{i,Q_{t-4}}$	-	-	-	-0,283** (0,112)	-1,295* (0,247)	-
<b>Egenpriseffekt</b> $\alpha_{i,P}$	3425971** (-811322)	992877* (228118)	965666* (354768)	718675* (217320)	30892 (183202)	17770 (107646)
<b>Krysspriseffekt</b> $\alpha_{i,Z}$ koteletter	-	319466* (109593)	-419953*** (250670)	-	124169 (133618)	-130938 (91528)
<b>Krysspriseffekt</b> $\alpha_{i,Z}$ kjøttdeig	-811322 (663108)	-	794788* (272493)	399398*** (214718)	-	264910* (94010)
<b>Krysspriseffekt</b> $\alpha_{i,Z}$ storfe	2219662** (1083961)	12872 (126328)	-	53698 (242146)	-90605 (137021)	-
<b>Interaksjonseffekt PZ</b> $\alpha_{i,PZ}$ kjd sfe	-	300 (1370)	-6600* (2163)	-	1163 (1821)	-2101* (785)
<b>Interaksjonseffekt PZ</b> $\alpha_{i,PZ}$ kot sfe	-23545** (11494)	-	2600 (1982)	-986 (3033)	-	960 (784)
<b>Interaksjonseffekt</b> <b>PZ</b> $\alpha_{i,PZ}$ kot kjd	7218 (7046)	-4574* (1258)	-	-4338*** (2572)	-2180 (1723)	-
<b>BNP</b> $\alpha_{i,Y}$	0,0001134** (0,00005)	0,00005* (0,00001)	0,00008* (0,00003)	0,00004* (0,0002)	-3,53e-06 (0,00001)	-4,43e-06 (9,55e-06)
<b>Interaksjonseffekt PY</b> $\alpha_{i,PY}$	-1,48e-06** (7,22e-07)	-7,07e-07* (1,69e-07)	-6,41e-07** (2,76e-07)	-3,25e-07*** (1,72e-07)	1,79e-08 (1,97e-07)	6,27e-08 (8,72e-08)
<b>Befolkning</b>	-	16,653* (3,678)	-	-	32,203* (3,312)	-
<b>Befolkning dummy 1</b>	-89,814* (30,273)	-	-31,948* (7,045)	-40,31* (12,685)	-	-13,933* (3,387)
<b>Befolkning dummy 2</b>	-58,062* (12,656)	-	-15,692* (2,908)	-52,587* (3,805)	-	-19,583* (3,387)
<b>Skiftdummy</b>	-1,27e+08 (1,30e+08)	-	-6,62e+07** (2,60e+07)	5,61e+07 (6,04e+07)	-	2,52e+07** (1,34e+07)
<b>Konstantledd</b> $\beta_{i,0}$	9,29e+08 (1,79e+08)	-1,38e+08* (2,46e+07)	3,11e+07 (5,22e+07)	1,06e+08*** (5,48e+07)	-1,24e+08* (1,41e+07)	5,46e+07** (2,52e+07)
R <sup>2</sup>	0,938	0,958	0,937	0,998	0,983	0,998
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce test:</b>						
<b>Q statistikk lag_1</b>	0,36	0,48	0,25	1,22	0,35	4,01**
<b>Q statistikk lag_4</b>	5,43	11,43**	8,34***	7,10	5,52	8,01***
<b>Antall observasjoner = 40</b>						

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parantes.

**Tabell 7. 3SLS estimat av tilbudsfunksjon til kjøttprodukter på foredlingsleddet.**

Koeffisienter <i>i = koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt</i>	STATISK MODELL			DYNAMISK MODELL		
	Koteletter	Kjøttdeig	<u>Storfekjøtt</u>	Koteletter	Kjøttdeig	<u>Storfekjøtt</u>
<b>Pris lag_1</b> $\delta_{i,t-1}$	-	-	-	0,564* (0,131)	0,546* (0,094)	0,641* (0,0091)
<b>Kvantumseffekt</b> $\alpha_{i,Q}$	8,77e-08 (4,69e-07)	-4,09e-06* (1,32e-06)	2,84e-06 (1,82e-06)	2,52e-07 (5,85e-07)	-1,80e-06** (8,30e-07)	4,69e-07 (1,44e-06)
Fra 01.83 til 01.99 $\lambda_i$	0,0012** (0,006)	0.009*** (0,005)	0,124*** (0,069)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
<u>Innkjøpspris</u> $W_{i,innpris}$	1,853* (0,180)	1,434* (0,258)	2,325* (0,397)	0,842* (0,185)	0,735* (0,172)	0,641** (0,312)
<b>Lønn</b> $W_{i,lønn}$	0,0001 (0,0001)	2,84e-06 (0,0001)	0,0004* (0,0001)	0,00001 (0,00004)	0,00002 (0,00003)	0,0002* (0,00004)
<b>Konstantledd</b> $\beta_{i0}$	-18,836 (15,786)	15,549 (18,547)	-132,122* (29,056)	-9,590 (10,616)	0,626 (12,723)	-50,059* (15,856)
<u>R<sup>2</sup></u>	0,907	0,919	0,555	0,967	0,979	0,875
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce:</b>						
<u>Q statistikk lag_1</u>	2,04	1,41	0,34	0,36	0,53	3,48***
<b>Q statistikk lag_4</b>	3,31	6,11	2,58	2,68	1,10	5,26
<b>Ant. observasjoner</b>	40			39		

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parantes.

**Tabell 8. 3SLS estimat av tilbudsfunksjon for kjøttprodukter på detaljistnivå.**

Koeffisienter <i>i = koteletter, kjøttdeig, storfekjøtt</i>	STATISK MODELL			DYNAMISK MODELL		
	Koteletter	Kjøttdeig	<u>Storfekjøtt</u>	Koteletter	Kjøttdeig	<u>Storfekjøtt</u>
<b>Pris lag_1</b> $\delta_{i,t-1}$	-	-	-	-	0,429* (0,109)	0,606* (0,080)
<b>Pris lag_2</b> $\delta_{i,t-2}$	-	-	-	-	-0,246* (0,083)	-
<b>Pris lag_4</b> $\delta_{i,t-4}$	-	-	-	0,140 (0,102)	-	-
<b>Kvantumseffekt</b> $\alpha_{i,Q}$	-3,98e-07* (1,38e-07)	-3,80e-06*** (2,07e-06)	-4,23e-06* (8,48e-07)	-0,14e-07 (2,37e-07)	-3,44e-06* (7,86e-07)	-2,03e-06* (7,41e-07)
<b>Fra 01.83 til 01.99</b> $\lambda_i$	0,007* (0,003)	0,0001 (0,0004)	-0,012* (0,005)	-0,004* (0,001)	-0,0003 (0,0002)	0,0001 (0,0002)
<b>Innkjøpspris</b> $W_{i,innpris}$	0,727* (0,039)	0,843* (0,091)	0,663* (0,113)	0,733* (0,049)	0,754* (0,084)	0,297* (0,065)
<b>Lønn</b> $W_{i,lønn}$	0,0004 (0,0004)	0,004* (0,0005)	-0,002*** (0,001)	0,0009** (0,00004)	0,003* (0,0005)	-0,001 (0,001)
<b>Antall butikker</b> $W_{i,ant.butik\ ker}$	0,008* (0,001)	0,012* (0,002)	0,004 (0,003)	0,007* (0,002)	0,007* (0,003)	0,001 (0,003)
<b>Konstantledd</b> $\beta_{i0}$	-9,145 (12,900)	-95,712* (23,013)	106,171* (37,268)	-26,477 (18,310)	-56,673* (19,205)	37,381 (27,338)
<b><math>R^2</math></b>	0,995	0,995	0,952	0,993	0,994	0,981
<b>Autokorrelasjonstest: Box-Pierce:</b>						
<b>Q statistikk lag_1</b>	3,22***	12,68*	0,09	0,59	1,91	0,14
<b>Q statistikk lag_4</b>	4,19	13,72*	4,25	0,88	3,72	0,62
<b>Ant. observasjoner</b>	40			36		

\* signifikant på 1% nivå, \*\*signifikant på 5% nivå, \*\*\* signifikant på 10% nivå. Standardavvik i parentes.